金融瞭望译丛

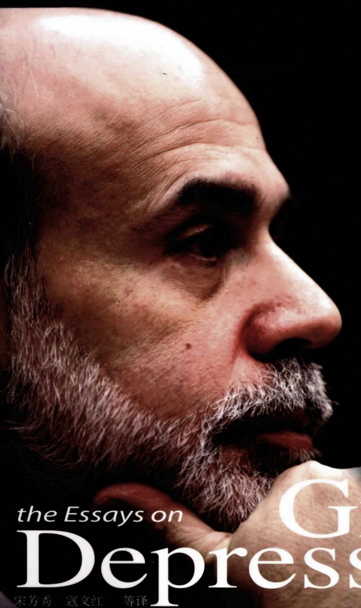
Ben S. Bernanke

大萧条

宏观经济学的『圣杯』 联储掌门人的卓见

精品版

(美)本·S.伯南克 著



the Essays on Great Depression

宋芳秀 寇文红 等译

东北财经大学出版社
Dongbei University of Finance & Economics Press

VISIT…

LANZAROTE Caliente.com

© 东北财经大学出版社 2009

图书在版编目（CIP）数据

大萧条 /（美）伯南克著；宋芳秀，寇文红等译. —2 版. —大连：东北财经大学出版社，2009. 3
（金融瞭望译丛）
书名原文：the Essays on Great Depression
ISBN 978 - 7 - 81122 - 646 - 1

Ⅰ. 大… Ⅱ. ①伯… ②宋… ③寇… Ⅲ. 经济危机 - 文集 Ⅳ. F039 - 53

中国版本图书馆 CIP 数据核字（2009）第 033881 号

辽宁省版权局著作权合同登记号：图字 06 - 2006 - 70 号

Ben S. Bernanke：the Essays on Great Depression. First Edition

Copyright © 2000 by Princeton University Press，original ISBN 0 - 691 - 11820 - 5

First published by Princeton University Press，41 William Street，Princeton，New Jersey 08540

In the United Kingdom：Princeton University Press，3 Market Place，Woodstock，Oxfordshire OX20 ISY

No part of this book may be reproduced or transmitted in any form or by any means，electronic，mechanical，including photocopying，recording or by any information storage and retrieval system，without permission in writing from the Publisher.

All rights reserved.

本书简体中文翻译版由普林斯顿大学出版社授权东北财经大学出版社独家出版发行。未经授权的本书出口将被视为违反版权法的行为。未经出版者预先书面许可，不得以任何方式复制或发行本书的任何部分。

版权所有，侵权必究。

东北财经大学出版社出版
（大连市黑石礁尖山街 217 号　邮政编码　116025）
总 编 室：（0411）84710523
营 销 部：（0411）84710711
网　　址：http：//www. dufep. cn
读者信箱：dufep @ dufe. edu. cn

大连海大印刷有限公司印刷　　东北财经大学出版社发行

幅面尺寸：170mm × 240mm　字数：319 千字　印张：23 1/2　插页：3
2009 年 3 月第 2 版　　2009 年 3 月第 5 次印刷

责任编辑：李　季　　责任校对：齐　众
封面设计：冀贵收　　版式设计：钟福建

ISBN 978 - 7 - 81122 - 646 - 1
定价：39. 00 元

序　言

相信很多人至今仍然对“大萧条”有着深刻的印象。1929 年至 1933 年的“大萧条”使美国及整个资本主义世界陷入危机之中，是资本主义制度自产生以来面临的最大挑战。“大萧条”同样也促使人们对资本主义制度进行反思，客观上推动了资本主义制度的改进和经济学研究的发展。但如果认为“大萧条”只是“过去的事情”，只是停留在书本中的经济的糟糕表现和人们惊恐、失望的表情，那我们就大错特错了，正像本·S. 伯南克（Ben S. Bernanke）在大家即将看到的这本书中所说的：“大萧条不仅使宏观经济学成为一个独立的研究领域，而且还持续影响着宏观经济学家们的信条、政策建议和研究过程，而这一点常常没有被充分认识到。”

“大萧条”的表象有很多，抛开人们抑郁的心情和失望的情绪不论，“大萧条”的表象主要有以下几点：第一，股票市场崩溃。1929 年 10 月美国股票市场崩溃，10 月 23 日股市急转直下，10 月 24 日（著名的“黑色星期四”）股市再次惨跌，此后，10 月 28 日、10 月 29 日，股市持续暴跌，此后的 3 年左右的时间内，股市虽然偶尔回升，但整体趋势是不断下跌的。第二，产量和物价的急剧下降。1929—1933 年，美国的 GNP 从 9 381 亿美元下降到 6 621 亿美元（按 1929 年不变美元价格计算），下跌近 30%，同期 CPI 下降近 25%。第三，失业情况严重。“大萧条”期间失业率从 3% 升至 25% 左右。第四，投资巨幅下降，1931—1935 年净投资实际增长率持续为负。第五，名义利率极低。经济活动的急剧萎缩使名义利率极低，诸如商业票据的短期利率接近于零。

上述的现象使得“大萧条”成为几代美国人头脑中挥之不去的

阴影，但同时也为经济学家提供了难得的研究样本，按照伯南克先生的话来说，“解释大萧条是经济学的‘圣杯’”。

不同经济学流派的很多经济学家试图对“大萧条”作出合理的解释，比较有代表性的是凯恩斯主义的解释和货币主义的解释。

凯恩斯对“大萧条”的解释深深地影响及改变了宏观经济学的发展，凯恩斯对“大萧条”的解释强调了总需求的不稳定性，他认为“大萧条”之所以出现，正是由于总需求的急剧下降，而总需求的急剧下降又是由人们心理上的消费倾向下降趋势、灵活偏好和对未来的悲观预期所造成的，总需求不足是消费需求与投资需求不足的结果，边际消费倾向的下降趋势使消费的增长赶不上收入的增长，从而引起消费需求不足。而灵活偏好及资本未来收入的预期使预期的利润率有下降的趋势，从而与利率水平不适应，导致了投资需求不足。据此，凯恩斯提出了通过需求管理政策来刺激经济增长的主张，为政府干预经济提供了有效的理论基础，凯恩斯主义也由此占据了战后经济学的主流地位。20世纪40年代初，汉森和威尔逊最早使用凯恩斯的经济理论对“大萧条”进行了研究，认为消费的不足以及相伴而来的对住宅需求的下降和投资机会的丧失，导致了收入崩溃的发生，而戈登的研究进一步证明了他们的结论。罗默在20世纪90年代的研究中认为1929—1933年的一系列冲击引起了总需求的下降，即股市的崩溃导致了一系列的国内支出冲击，这些冲击在“大萧条”的初始阶段起了重要的作用，而随后几年的货币冲击和美联储不当的货币政策操作又进一步强化了国内支出冲击的作用。罗默的研究在经验上支持了凯恩斯主义的观点，即“大萧条”是总需求的急剧下降造成的。

与凯恩斯同样伟大的货币主义的领军人物米尔顿·弗里德曼（Milton Friedman）在其与安娜·施瓦茨（Anna Schwartz）合著的经典著作《美国货币史：1867—1960》中，对“大萧条”的原因进行了简单而有力的解释，指出“大萧条”产生的原因是货币供给的外生性变化，即直接由20世纪30年代初货币供给的收缩引起。在20世纪60年代中期，货币主义者认为货币需求的主要决定因素是“恒久性收入”，而恒久性收入是稳定的（至少是变化很小的），故货币

需求函数也是稳定的，因此，经济的不稳定大都可以归因于由货币当局引起的货币供应量的波动。弗里德曼集中分析了始于 1929 年的衰退是如何演变成“大萧条”的，他认为 1929 年货币供给最初的温和下降转变成了 1930 年 10 月—1933 年 3 月的银行倒闭浪潮，而美联储又没有及时通过公开市场操作或贴现窗口向困境中的商业银行提供流动性以阻止银行的倒闭，由此引起了货币供给的急速下降和严重的经济衰退。此外，由货币冲击带来的不确定性也加重了“大萧条”的影响。

凯恩斯主义和货币主义都认为总需求的变化是经济波动的原动力，不同的是他们强调的总需求波动的原因不同，凯恩斯主义强调自发支出下降是导致总需求下降进而导致“大萧条”的原因，而货币主义则强调金融危机所引发的总需求下降才是“大萧条”的真正原因。

经济学家们围绕着到底是货币因素还是非货币因素是导致“大萧条”的原因进行了长时间的争论，在争执不下的情况下，近期比较流行的是一种折中的观点，即货币因素和非货币因素都是导致“大萧条”的原因。

但是上述的这些对“大萧条”的分析存在一定的不完善之处：首先，在货币因素对“大萧条”的形成的作用方面，虽然我们可以很容易地观测到，在经济紧缩阶段，货币供给、产出水平和价格水平都急剧下降，在经济复苏阶段则快速上升，但是货币供给、产出水平和价格水平这些经济变量之间的因果关系较难断定，我们无法确切地知道哪些变量是“因”，哪些变量是“果”，这也导致了我们对货币因素和产出因素究竟哪个是“大萧条”的形成原因的无限制的争论，并不得不接受了一个折中的观点。其次，过去学者们专注于美国自身的情况，如商业银行资产质量的恶化和股市中过度的投机泡沫等对“大萧条”加重的作用，而没有在全球范围内考察“大萧条”，没有考虑到发生在美国的“大萧条”是世界性萧条的最初原因，也没有对经济紧缩在国家之间的传导途径进行分析，这样“对大萧条的解释就不算完整”。

伯南克的这本新书为我们提供了一个对“大萧条”进行认识的全新视角，不再将研究仅仅局限于美国自身的情况，而是在世界范围内研究“大萧条”。伯南克通过理论和实证相结合、以实证为主的方法，对“大萧条”进行了分析，并结合当时的金本位货币制度，说明了“大萧条”是如何在世界范围内扩散和传播的。这不但是对“大萧条”的回顾和研究，而且对今天的我们也有着重要的借鉴意义。

当前的世界正在经历着深刻的变化，经济的全球化和一体化、信息技术的迅猛发展使我们生活的地球越来越小，在现在的“地球村”里，各个经济体之间的联系变得空前紧密，任何经济体都不可能“独善其身”，一个经济体发生的震动或危机可以很快地传导到其他的经济体，进而引起区域性甚至全球性的灾难，亚洲金融危机就是一个例子。在当前经济全球化和一体化的条件下，如果我们的研究还仅仅局限于一个单独的经济体或国家，而没有全球化的视角，这样的研究显然是不全面的，不符合我们所处时代的要求。伯南克的这本书站在全球化的视角研究了“大萧条”，虽然在“大萧条”发生的时代，各个经济体之间的联系没有今天这样紧密，经济全球化和一体化的程度也没有今天这样深入，但是伯南克的研究依然为我们树立了一个在全球化视角下研究经济问题的良好样本，为我们提供了一个在全球化的条件下分析问题的框架。问题虽然各有不同，但在研究中贯穿的方法是一样的，我们现在更应该注意在全球化的框架下分析问题，注意研究经济震动或冲击在国际间的传导途径，为我们应付区域性甚至全球性的经济问题提供支持。在这方面，伯南克先生是我们的榜样。

伯南克先生的这本书共9章，分成三大部分，第一部分是综述，第二部分着重研究货币及金融市场，主要从总需求的角度对“大萧条”的成因进行了研究，伯南克认为，总需求的下降是“大萧条”的重要原因，造成总需求下降的最主要原因则是世界范围的通货紧缩。伯南克将通货紧缩的原因归结为当时的国际货币体系即第一次世界大战后重建的国际金本位制度的先天不足。第三部分着重研究劳动力市场，主要从总供给的角度对“大萧条”进行了研究，伯南克认

为，20 世纪 30 年代名义工资对总需求下降的调整不够完全，且这种调整不能解决持续性的失业问题，从而导致了国民经济大大偏离了充分就业状态。

本书的各章都是独立的论文，但集结成书后仍不失结构的严谨，当然也不影响各章的独立性。

伯南克于 2006 年 1 月 31 日接替艾伦·格林斯潘（Alan Greenspan）成为新一任美国联邦储备委员会主席，他的学术主张受到了世人的极大关注，相信这本书对于大家深入了解伯南克的学术主张有极大的帮助，从某种程度上说，通过这本书我们也可以发现伯南克掌管下的美联储的政策动向。

我们今天研究“大萧条”这段历史，并不是要分清消费者、企业、股市、美联储在“大萧条”中的责任和到底是谁应该为“大萧条”负责，重要的是我们能从“大萧条”的这段历史中学到些什么，如何防止类似的经济衰退再次发生，至少再次出现类似的情况时我们不至于手忙脚乱，相信这也是伯南克先生写这本书的目的。

下面就请大家品味伯南克先生的这本书吧，相信大家在读过这本书后一定会有所收获。



序*

我的研究方向是宏观经济学而非经济史。然而在我的整个学术生涯中，我曾多次回眸，研究20世纪30年代那场风云变幻的经济倒退——现在称之为“大萧条”。有很多人对美国内战着迷，而我则认为自己是个“大萧条迷”，并且企盼有更多的同行者。大萧条是历史长河中一段难以置信的插曲——股市崩盘、物资短缺、银行挤兑、疯狂的货币投机，笼罩在这一切之上的，是滚滚聚集的战争的乌云。从那些竭尽全力、试图解决前所未闻的问题的倒霉的政治家们，到那些在经济灾难中表现出了英雄气概的普通人，各种各样迷人的、悲壮的角色充满着那个时代。在我看来，并非每个时期都能让人如此好奇。

我沉醉于研究大萧条，因为它是发生在现代史上一个关键时期的令人痴迷的事件，而且，从学术角度来说，我从大萧条中学到了很多关于经济运行的知识（有些人怀疑20世纪30年代的经济与今天21世纪信息时代的经济联系不多，我建议他们去看看当前经济新闻的标题——高失业、银行倒闭、不稳定的金融市场、货币危机以及通货紧缩。这些问题在大萧条时期都出现过，而其经验教训，至今仍有教益）。

从根本上说，大萧条使我们提高了对经济的认识，原因主要有二：大萧条是一个（非常）重大的事件，影响了世界上大多数国家。

---

* 经授权重印自《政治经济学杂志》（*Journal of Political Economy*），vol. 99，no. 31（1991）。芝加哥大学（The University of Chicago）版权所有。（原文如此，实际上这篇文章是发表在 *Journal of Political Economy*，vol. 99，no. 3（Jun.，1991）上，而不是这里说的 no. 31——译者注）

我们感谢审评专家所提出的有益意见，也非常感谢国家科学基金（National Science Foundation）和澳大利亚财政部（Australia Treasury）提供的经费支持。文中所述仅是我们自己的观点，并不代表财政部。

因为大萧条的影响是如此深远，那些待解释的基本事实完全地凸现出来。的确，仅仅是两次世界大战（以下简称两次大战）之间经济波动的幅度，就足以说明一些对经济周期的流行的解释（至少对大萧条的解释）——例如认为经济衰退是技术进步暂时放缓的结果——是不足为信的。此外，因为全球几乎所有国家都感受到了大萧条的程度各不相同的冲击，所以这一时期为研究经济政策和制度与经济运行之间的联系提供了绝好的素材。从国际比较中可以学到的东西中，一个引人注目的例子是巴瑞·艾钦格林（Barry Eichengreen）和杰弗瑞·萨克斯（Jeffrey Sachs）等人强调的：那些在大萧条早期就放弃金本位制的国家从大萧条中复苏得更快。事实已经证明，这个稳健的实证发现是透彻地理解大萧条本身以及一般的货币政策和汇率体系的影响的钥匙。我在本书中将详细讨论。

本书收录了我（和不同作者）所写的九篇关于大萧条的宏观经济学论文。虽然它们的写作时间前后跨越了近 20 年，但在重读它们的时候，我很高兴地发现，它们对大萧条的成因和传播的观点是一致的。

第 1 章给出了一个令人印象深刻的介绍和回顾。由于大萧条的主要特征是产出和价格的陡降，所以本文的假设就是：总需求的下降是大萧条爆发的决定因素。这就自然地引出了两个问题：第一，是什么引起了 20 世纪 20 年代末 30 年代初世界范围内的总需求下滑（即“总需求之谜”）？第二，为什么大萧条持续了那么长的时间？尤其是为什么经济的“正常”稳定机制——例如工资和价格对需求变动作出调整——没能削弱总需求下滑造成的实际影响（即“总供给之谜”）？

本书的两个主要部分给出了我对这些问题的回答。第 2 章到第 4 章详细指出：我认为现在有充分的证据表明，抑制总需求的主要因素是世界范围内的货币供给紧缩。而这一货币崩溃本身则是当时的国际货币体系（即第一次世界大战（以下简称一战）后重建的金本位制）的技术缺陷和管理不善的结果。基于这个结论，我非常赞同巴瑞·艾钦格林所倡导的观点。而我对此的主要贡献则是提供了有助于支持并

充实我们的观点的实证分析。

然而，我认为非货币性金融因素——例如银行业恐慌和企业倒闭——在堵塞正常的信贷流动并因而在加速世界经济崩溃方面也起了重要作用。我 1983 年的论文（第 2 章）是比较早地探讨金融危机对宏观经济影响的论文之一。现在，金融危机和宏观经济之间的联系已经得到了广泛的关注，这不仅是为了解释大萧条，而且在近来东亚等地经济危机的背景下也是如此。第二部分的 3 章对大萧条早期总需求崩溃的货币原因和金融原因都给出了实证分析。

第三部分（第 5 ~9 章）讨论了大萧条的总供给问题，其中特别强调了劳动力市场的功能。这里的核心主题是：在 20 世纪 30 年代，名义工资对总需求下滑的调整惊人地缓慢而且不完全。雇主们很少削减工资，但采用了其他调整方式，包括改变每周工作时数（workweek）或劳动集约度（intensity of labor utilization，或译成劳动强度）。立法机构也反对削减工资（和价格），例如，设计一些措施来限制竞争。另一方面，正如在第 7 章中讨论的那样，我们不必假设工资调整非常缓慢就可以解释大萧条期间失业的持久性。这一时期，各国经济受到的不是一次，而是一系列对总需求的大规模负向冲击，这些冲击迫使各国经济远远偏离充分就业。在很多国家，这些冲击的规模和持久性足以超过工资和价格调整的稳定作用。当那些抑制总需求的力量消失后（例如通过汇率贬值或放弃金本位制），很多国家的产出和就业就得到了迅速的恢复。

我要特别感谢跟我合写这些论文的同伴们，包括我的学生凯文·卡瑞（Kevin Carey），伊连·米霍夫（Ilian Mihov）和马丁·帕金森（Martin Parkinson）；我的同事哈罗德·吉姆斯（Harold James）和吉姆斯·鲍威尔（James Powell）。我要特别感谢普林斯顿大学出版社的编辑彼特·道格惕（Peter Dougherty）的帮助，感谢那些最初刊登这些论文的杂志允许我在本书中再版这些论文。最后，我把本书献给我的妻子安娜（Anna），感谢她对我坚定不移的支持。

目　录

第一部分　综　述

第 1 章　大萧条的宏观经济学：一个比较分析/3

第二部分　货币和金融市场

第 2 章　金融危机在大萧条传播过程中的非货币影响/49

第 3 章　大萧条中的金本位、通货紧缩与金融危机——一个国际比较/85

第 4 章　大萧条中的通货紧缩与货币收缩：一个简单的比率分析/128

第三部分　劳动市场

第 5 章　行业劳动市场的周期性行为：战前和战后的比较/189

第 6 章　大萧条时期的就业、每周工作时数和收入：对八个制造行业的分析/246

第 7 章　美国大萧条时期的失业、通货膨胀和工资——对欧洲的启示/295

第 8 章　顺周期的劳动生产率和各种经济周期理论：来自两次世界大战之间美国制造业部门的证据/305

第 9 章　大萧条中的名义工资黏性与总供给/331

译者后记/363

第一部分

综　述

第 *1* 章

大萧条的宏观经济学：一个比较分析*

解释大萧条是宏观经济学的“圣杯”。大萧条不仅使宏观经济学成为一个独立的研究领域，而且还持续影响着宏观经济学家们的信条、政策建议和研究进程（这一点常常没有被充分认识到）。抛开实用性不说，仅仅是对 20 世纪 30 年代世界范围的经济崩溃作出解释，就一直是一个令人着迷的智力挑战。

虽然我们还根本没有碰到“圣杯”的边儿，但在过去大约 15 年里，人们对大萧条的理解已经有了实质性的进展。促成这一进展的原因很多，包括我们的理论框架的改进和极为细致的历史分析。然而在

---

* 经允许重印自《货币、信贷与银行期刊》（*Journal of Money, Credit, and Banking*），vol. 27, no. 1（1995 年 2 月），版权属于俄亥俄州立大学出版社。

作者感谢巴瑞·艾钦格林（Barry Eichengreen）的评论以及伊连·米霍夫（Ilian Mihov）的出色帮助。

我看来，近来最重要的发展还是大萧条的研究重点的转变，从以前强调美国发生的事件，转向比较分析同一时期多个国家的经历。这种研究重点的拓展至关重要，原因有二：第一，虽然我们最终可能同意罗默（Romer，1993）的观点——美国国内经济所遭受的冲击是美洲和世界萧条的最初原因，但是如果不能解释世界范围的大萧条的本质（worldwide nature）以及通货紧缩的跨国传递渠道，那么对大萧条的解释就不算完整。第二，这种向比较视角的转变实际上把数据集从一个观测扩展到了二十个、三十个甚至更多，从严格的计量经济学意义上来说，这根本上提高了我们确认世界萧条的根源的能力。这种确认有可能使大家就大萧条的成因达成一致，也许因此还会使大家就当代宏观经济学的重点问题（central issues）达成更大的共识，所以我认为，比较分析方法对这种确认能力的提高是非常有益的。

本文将有选择地纵览我们目前对大萧条的理解，其中的重点内容是由比较研究得出的（既有我的也有别人的）。限于篇幅，且因为我是个宏观经济学家而非历史学家，所以我关注的是宽泛的经济问题而非历史细节。希望深究细节的读者可以参阅艾钦格林的著作（Eichengreen，1992），该书对两次大战之间的货币和经济史作了权威的论述。在准备本文（尤其是第 1.1 节）时，我从这本书及艾钦格林更早的著作中获益匪浅。

为了回顾对大萧条的理解，把影响总供给的因素和影响总需求的因素合乎规范地区分开来是很方便的。我在第 1.1 节指出，至少粗略地说，20 世纪 30 年代抑制全世界总需求的因素并没有被很好地理解。尤其引人注目的是，有证据表明，货币冲击在大紧缩（the Great Contraction）中起了重要作用，并且这些冲击主要通过金本位制的运行传递到全世界。

当然，如果认为货币冲击是大萧条的重要根源，就会引出宏观经济学的一个重点问题：为什么名义冲击会产生实际影响？本文第 1.2 节讨论两次大战之间，货币供给和价格水平的下降对经济的影响。我考虑了两个主要的影响渠道：（1）通货紧缩引起的金融危机；（2）名义工资对价格变动的调整不充分，造成实际工资高于市场出清水

平。许多国家的实证证据都支持这两个传导机制。然而，在这两个渠道中，名义工资的缓慢调整（在存在大量失业的时候）尤其不符合经济理性（economic rationality）的假设。除非我们能对工资的这种奇怪变动作出合理解释，否则就不能说我们已经理解了大萧条。在文章最后，我就如何借助比较分析方法来解决这个重要的遗留问题提出了一些设想。

1.1 总需求：金本位制和世界货币供给

在大萧条期间，几乎每个国家的产出和价格水平的变动都表现出高度的正相关，这意味着总需求冲击具有重要作用。虽然不同国家在不同时期，无疑都有很多因素影响总需求，但在这里，我关注的是货币冲击所起的关键作用。

多年以来，美国学者们对于大萧条成因的讨论，主要是货币因素所起的作用有多大。不难发现，在经济紧缩时，货币供给、产出和价格都急剧下降，而在复苏阶段则迅速上升，但问题是这些变量之间的因果关系难以确定。在对美国货币史的经典研究中，弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）对这些现象作出了一个货币主义者的解释，指出因果关系的主线是从货币收缩到价格和产出下跌，其中货币紧缩是当局决策不当和银行体系持续存在危机的结果。与弗里德曼和舒瓦茨相反，泰明（Temin，1976）认为，大部分的货币紧缩实际上反映了货币对产出的被动反应；大萧条的主要根源来自实体经济方面（例如1930年那次著名的消费自发性下降）。

以上两种观点的支持者一直争论不休。货币主义者强调货币因素在大收缩末期（从1930年年底或1931年年初到1933年）的重要作用，而反货币主义者（antimonetarist）则强调非货币因素在最初的低迷时期的重要性。现在被很多经济学家认可的是一种折中的立场，即货币因素和非货币因素在不同阶段都起了作用（高登与威尔考克斯（Gordon and Wilcox，1981））。然而，从使用的数据来看，争论者们似乎过于关注美国的情况，这妨碍了他们就大萧条中货币的重要性得

出一个结论性的论断。①

然而，20 世纪 80 年代早期以来，关于大萧条的一种新的研究方式出现了，它关注的焦点是两次大战之间国际金本位制度的运行（乔杜里与科钦（Choudhri and Kochin，1980）；艾钦格林（Eichengreen，1984）；艾钦格林与萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）；汉密尔顿（Hamilton，1988）；泰明（Temin，1989）；伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）；艾钦格林（Eichengreen，1992））。从方法论上看，关注国际因素的一个自然结果是，这个领域的学者们带着一种强烈的比较眼光来研究大萧条。我在开头已经指出，这种发展是个重大贡献，它的应用已经不限于研究金本位制的作用问题。本质上说，和 20 世纪 70 年代后期众说纷纭缺乏定论的情况不同，对金本位制的新的研究使我们敢于信心十足地断言：无论全球价格和货币价值的下跌，还是最后的复苏，货币因素都是重要的原因。有两个被完好记录的现象支持这一结论。②

第一，对两次大战之间的金本位制的运行的透彻分析表明，20 世纪 30 年代早期世界范围的货币紧缩，大部分不是对产出下滑的被动反应，而是设计糟糕的制度、短视的政策决策和不利的政治经济条件相互作用产生的（很大程度上未被预料到的）结果。因此，最合理的解释是：在几乎每个国家观察到的货币、价格下跌与产出下滑之间的相关关系，主要反映了货币对实际经济的影响，而不是相反。

第二，因为一些在很大程度上是历史的、政治的、哲学的，而不纯粹是经济的原因，在 20 世纪 30 年代早期的危机中，一些国家的反应是迅速放弃金本位制，而另一些国家则选择不惜代价地固守金本位制。放弃金本位制的国家可以增加货币供给并提高价格水平，并且在短暂的迟疑后，它们也的确这么做了。而坚持金本位制的国家被迫陷

---

① 说双方都只考虑了美国的情形，并不完全正确。例如，弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）和泰明（Temin，1976）都把美国和加拿大作了比较。但是除了美国之外，其他国家大萧条期间的经历都没有被系统地考虑。

② 关于这些方面的更详细的讨论可以参见艾钦格林和萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）、泰明（Temin，1989）、伯南克和吉姆斯（Bernanke and James，1991）、艾钦格林（Eichengreen，1992）的著作。还有一位重要的先驱是努克斯（Nurkse，1944）。

入更严重的通货紧缩。有非常充分的证据表明，那些放弃了金本位制的国家比坚持金本位制的国家从大萧条中复苏得更快。事实上，没有一个国家在坚持金本位制的时候表现出明显的复苏。复苏对汇率制度选择的高度依赖，进一步有力地证明了货币因素的重要性。

第1.1.1部分将简要地讨论上述第一个结论，第1.1.2部分则讨论第二个结论。

1.1.1 货币紧缩的根源：多重货币均衡？

尽管以前货币主义者讨论的焦点是20世纪30年代初期美国的货币紧缩，但这并非是美国特有的现象。同样的现象也发生在大多数市场导向的工业化国家和许多发展中国家中。正如近来的研究强调的，发生货币紧缩的大多数国家的共同之处是它们坚持金本位制。

第一次世界大战开始时，各国中止了金本位制，战后又努力重建了这一制度：英国于1925年恢复金本位制，采用战前平价；法国于1928年完成回归；到1929年，金本位制已经在各市场经济国家得到普及（只有少数国家没有采用，其中西班牙国内政局动荡阻碍了金本位制恢复，一些拉美和亚洲国家实行银本位制）。重建金本位制被赞扬成一项重要的外交成就，是把20世纪20年代混乱的货币金融体系恢复到古典金本位时期（1870—1913）相对平稳状态的重要一步。不幸的是，金本位制并没有带来预期的好处：它没有带来新的稳定，到1931年，金融恐慌和汇率危机肆虐不已，大多数国家于当年放弃了金本位。1936年，法国和其他残存的"金本位集团（Gold Bloc）"③成员要么贬值，要么放弃严格的金本位制，于是这一体系彻底土崩瓦解了。

上文指出，两次大战之间的短命的金本位制的一个特点是，坚持

③ 国内文献一般把"Gold Bloc"译为"黄金集团"，我们认为，这种纯粹的直译掩盖了这个术语的含义，相比之下"金本位集团"或"金本位国家集团"则更为合适——译者注。

金本位制的国家的内在货币（inside money）[④] 存量的急剧下降。为了从总体上理解为什么会这样，可以考察下面的简单的恒等式，它把金本位制下一国的内在货币存量（称为 M1）与其货币性黄金（monetary gold）储备联系在一起：

$$M1 = (M1/BASE) \times (BASE/RES) \times (RES/GOLD) \times PGOLD \times QGOLD \qquad (1)$$

其中：

M1 = M1 货币供给（流通中的货币和票据加上商业银行存款）；

BASE = 货币基础（流通中的货币和票据加商业银行准备金）；

RES = 中央银行的国际储备（国外资产（foreign assets）加上黄金储备），以本币计值；

GOLD = 中央银行的黄金储备，以本币计值 = PGOLD × QGOLD；

PGOLD = 黄金的官方本币价格；

QGOLD = 黄金储备的物理数量（例如以公吨计量）。

方程（1）指出我们熟悉的一点：在金本位制下，一国的货币供给既受其黄金储备的物理数量（QGOLD）的影响，也受中央银行买卖黄金的价格（PGOLD）的影响。尤其是在其他条件不变时，黄金流入（即 QGOLD 上升）或本币贬值（即 PGOLD 上升）都会提高货币供给。然而，方程（1）还揭示了金本位制下内在货币供给的另外三个决定因素：

（1）"货币乘数" M1/BASE。在部分准备金（fractional-reserve）银行体系里，货币总供给（包括银行存款）大于货币基础。教科书

---

④ 1960 年，约翰·G. 格利（John G. Gurley）和爱德华·S. 肖（Edward S. Shaw）出版了 *Money in a Theory of Finance* 一书。在该书中，他们试图提出一种涵盖货币理论和金融机构理论（包括银行理论）的金融理论。为此他们区分了内在货币（inside money）和外在货币（outside money）。内在货币指的是代表任何作为交易媒介流通的私人信贷（private credit）的资产，或者说是由这些私人信贷支持的资产。因为它既是一个私人代理人（private agent）的债务，同时又是另一个私人代理人的资产，因此在私人部门，内在货币的净供给为零。限定词"内在"的意思是"以来自私人部门之内的债务为基础的"。外在货币可以是法定货币（fiat），即没有资产支持的（unbacked）货币，也可以是以私人部门里净供给不为零的资产为基础的（backed）货币。因而，外在货币是私人部门的一种净资产。限定词"外在"的意思是"来自私人部门之外的"。关于内在货币和外在货币还有其他一些观点，请参见 Ricardo Lagos（2006）为《新帕尔格雷夫经济学大辞典》（*New Palgrave Dictionary of Economics*）（第二版）所写的文章"Inside and Outside Money"，下载该文的网址是 http://woodrow.mpls.frb.fed.us/research/SR/SR374.pdf#search=%22inside%20money%22。还可参见：[美] 约翰·G. 格利和爱德华·S. 肖：《金融理论中的货币》（第三章），贝多广译，上海，上海三联书店，2006——译者注。

式的分析（textbook treatments）告诉我们，所谓的货币乘数 M1/BASE，是公众选择的现金/存款比率和商业银行选择的准备金/存款比率的减函数。在20世纪30年代初，在银行业不够发达的国家，或者人们在交易中偏好使用货币的国家，M1/BASE 相对较低（比1大不了多少）。相反，在金融业高度发达的美国，1929年这个乘数接近4。

（2）黄金支持率（the gold backing ratio）的倒数 BASE/RES。由于中央银行通常既可以持有国内资产，也可以持有国际储备，所以黄金支持率的倒数 BASE/RES（或称为覆盖率（coverage ratio））大于1。通常会立法设定一个最小支持率（例如规定美联储的黄金支持率最小为40%），这意味着 BASE/RES 有一个最大值（例如在美国就是2.5）。然而，通常没有规定 BASE/RES 的法定最小值，这种不对称非常重要，尤其是当盈余国冲销（sterilization）黄金流入时，BASE/RES 的平均值就会下降。

（3）国际储备与黄金储备之比 RES/GOLD。在两次大战之间的金汇兑本位制（gold exchange standard）下，可以兑换成黄金的外汇，也在一比一的基础上与黄金一起算作国际储备。[⑤] 因此，除了几个“储备货币（reserve currency）”发行国以外，RES/GOLD 比率通常也大于1。

因为内在货币/基础货币比率、基础货币/储备比率和储备/货币性黄金比率通常都大于1，所以金本位国家的货币供给根本不像有些人天真地认为的那样等于货币性黄金的价值，而常常是黄金储备的价值的好几倍。整个20世纪30年代，货币性黄金的总存量持续增长，因而我们观察到的内在货币供给的急剧下降，一定完全是因为平均的货币/黄金比率（money-gold ratio）的下降造成的。[⑥]

---

⑤ 金汇兑本位制度是由1922年热那亚会议（Genoa Conference of 1922）的参与者，作为一种回避货币性黄金短缺的手段提出来的。尽管热那亚会议的提议没有被正式采纳，但在重建金本位制之后，对外汇储备的依赖比战前显著提高。

⑥ 作者在文中没有给出“货币/黄金比率”的表达式，不过根据上下文不难看出，这一比率是 M1/GOLD，也就是 M1/（PGOLD × QGOLD），只要把方程（1）变形就可以看出，它是前文所描述的三个比率的乘积——译者注。

为什么全世界的货币/黄金比率会下降呢？在大萧条的早期，即1931年前，一些主要的中央银行有意识地选择的政策起了主要作用（例如见汉密尔顿（Hamilton，1987））。例如现在大家普遍认为，在1928年，美联储为了抑制股票市场上的投机，转向了紧缩政策。就方程（1）中定义的那些量来看，美国的货币基础与储备之比，即BASE/RES从1928年6月的1.871下降到1929年6月的1.759，以及1930年6月的1.626，反映了联储在有意识地收紧货币和冲销所引致的黄金流入。⑦ 尽管从1928年6月到1930年6月，美国的黄金储备量上升了10%以上，但由于这一下降，同期货币基础还是下降了约6%。黄金向美国的流动就和庞加莱稳定（Poincaré Stabilization）⑧之后黄金大量流入法国一样，吸干了其他金本位国家的黄金储备，迫使它们采取紧缩货币的政策。⑨

但在1931年及以后，这种全世界范围内的货币/黄金比率的大幅下降就不再是任何刻意选择的政策造成的了。下降的直接原因（proximate cause）是1931年5月奥地利最大的银行——信贷银行（Kreditanstalt）倒闭之后出现的银行恐慌和汇率危机风暴。这一情况影响了货币/黄金比率的各个组成部分：首先，银行恐慌引起了总的

---

⑦ 这一段中关于美国货币的数据来自弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）。萨姆那（Sumner，1991）建议使用覆盖率作为衡量金本位制下的货币政策态势的指标。

⑧ 庞加莱稳定指1926—1928年间，法国总理雷蒙·庞加莱（Raymond Poincaré）（1860.8.20—1934.10.15）推行的稳定法国经济和法郎汇率的政策。雷蒙·庞加莱，著名政治家、经济学家、法兰西科学院院士，保守主义者和顽固的民族主义者。1913—1920年任法兰西第三共和国总统，曾五次出任法国总理（1912.1.14—1913.1.21、1922.1.15—1924.3.29、1924.3.29—1924.6.9、1926.7.23—1928.11.11、1928.11.11—1929.7.29），1929年因病辞职。

1924年年初，法郎汇率已经从战前的1法郎兑19.3美分降到3美分多一点。在1924年5月的大选后建立的“左翼联盟”内阁无力解决财政难题，于1925年4月垮台，法郎立即贬值。到1926年，1法郎仅兑2美分。1926年7月，庞加莱应邀组阁，他采取了极端的紧缩政策，紧缩开支，增加岁入，平衡预算，并重建法郎与黄金互换的制度，方法是在与购买力和工资同等价值的基础上，计算出法郎的汇率，然后按这一汇率引入稳定的、可与黄金兑换的“庞加莱法郎”。由于选择了正确的汇率，法国退回到金本位制的举动没有像英国那样引起通货紧缩和工资降低。到1926年年底，法郎汇率达到1法郎兑4美分并稳定下来。法郎的贬值吸引了许多旅游者，促进了商品出口，法国经济迎来了全面的繁荣。1929年夏，庞加莱辞职，恰好避开了大萧条，大萧条将破坏他建立的不甚牢固的稳定局面。一般把他的姓译为“普恩加来”，这里译为“庞加莱”，是为了和他的堂兄、伟大的数学家Jules Henri Poincaré（1854.4.29—1912.7.17）的通用译名“儒勒·亨利·庞加莱（也译彭加勒）”相一致——译者注。

⑨ 根据1928年的一项法案，法兰西银行（Bank of France）系统地把外汇储备兑换成黄金，这就加剧了黄金流入法国，参见努克斯（Nurkse，1944）。

现金/存款比率和银行的准备金/存款比率上升，从而导致货币乘数M1/BASE大幅下降（弗里德曼与舒瓦茨 Friedman and Schwarz, 1963）；伯南克和吉姆斯（Bernanke and James, 1991））。其次，汇率危机和随之而来的对货币贬值的担忧，导致中央银行把外汇储备兑换成黄金，这降低了总储备对黄金的比率RES/GOLD。最后，在危机的带动下，中央银行试图增加黄金储备，提高覆盖比率，以对抗在未来存在的对本国货币的冲击。这场“黄金争夺战（scramble for gold）”导致很多国家的BASE/RES比率持续下降。[⑩]

在这个过程中，一个特别不利于稳定（destabilizing）的方面，是对银行稳健性的担忧和对汇率贬值的预期相互助长的趋势（伯南克和吉姆斯（Bernanke and James, 1991）；泰明（Temin, 1993））。这两种危机的一个共同之处是所谓的“热钱（hot money）”，也就是外国人在本国银行的短期存款。一方面，预期本币贬值导致热钱流出（本国的储蓄者也会减少存款），这有可能触发大范围的银行挤兑。另一方面，对本国银行体系失去信心（例如由一些大银行破产引起的）通常会导致短期资本外逃，从而减少了国际储备，并给本币的可兑换性带来困难。面临着银行业和汇率的双重危机，中央银行除了放弃平价外别无选择，因为前者要求宽松的货币政策，而后者要求货币紧缩。

从理论的角度来看，20世纪30年代早期货币/黄金比率的大幅下降有着引人注目的含义，即在这一时期的金本位制下，货币供给似乎可能存在多重潜在均衡值。[⑪] 笼统地说，当金融投资者和其他公众心情“乐观”，相信当银行体系将保持稳定、金平价将被捍卫的时候，货币/黄金比率——因而货币存量本身——就将保持“高”水平。更精确的说，对银行体系有信心将使内在货币/基础货币比率维持在较高水平，而对汇率稳定有信心将使中央银行愿意持有外汇储备，并保持相对较低的覆盖率。相反，当投资者和社会公众变得悲

⑩ BASE/RES比率的下降，也反映了关心通货膨胀的黄金盈余（gold-surplus）国家对黄金流入的冲销。此外，从好的方面说，也反映了货币贬值之后黄金储备的重估。

⑪ 目前，我正在和伊连·米霍夫一起对这个问题作更正式的研究。

观，预期会发生银行挤兑和货币贬值的时候，这种预期将在某种程度上自我证实（self-confirming），从而导致“低”水平的货币/黄金比率和货币存量。就金本位制在这种自我证实的预期面前的脆弱性而言，它很像没有存款保险的、采用部分准备金的银行体系。例如，戴蒙德和迪布维格（Diamond and Dybvig，1983）就曾证明，在这种体系下，可能有两个纳什均衡（Nash equilibrium），一个是存款人的信心确保不会出现银行挤兑时的均衡，另一个是人们对挤兑（以及因此引起的银行破产清算）的担忧自我证实时的均衡。

认为两次大战之间的货币崩溃，是从一个预期的均衡跳到另一个预期的均衡的观点，这与艾钦格林（Eichengreen，1992）对古典金本位制和两次大战之间的金本位制相比较得出的结论相一致（也可参见 Eichengreen（forthcoming））。根据艾钦格林的研究，在古典金本位时期，中央银行的良好信誉和国家间的有效协作使人们产生了稳定的预期。例如，投机者的行为趋向于消除而不是扩大货币价值（currency values）与官方汇率之间的偏差。相反，艾钦格林也指出，在两次大战之间，由于缺乏有效的国际协作（这是挥之不去的仇恨和缺乏高超的领导艺术的结果），也由于动荡不安的国内政治形势（特别值得一提的是，工人运动的力量日益增长，降低了政府以高失业为代价来捍卫汇率的可能性），中央银行的信誉大大降低。而且，在这两个时期之间，银行业的状况也发生了显著的变化，战争、重建，以及 20 年代的金融与经济问题，使很多国家的银行处于更为脆弱的金融环境，因而更容易发生危机。由于这些原因，不利预期（destabilizing expectation）以及由此引起的货币供给低水平的均衡，似乎更符合两次大战之间的情况。

表 1—1 用六个代表性国家的数据阐释了方程（1）。表中的前三个国家是金本位集团国家，这些国家一直到大萧条末期才放弃了金本位（法国和波兰是在 1936 年，比利时是在 1935 年）。表中其他三个国家较早地放弃了金本位：英国和瑞典在 1931 年，美国在 1933 年（本文遵从伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）的方法，把对金本位制原则的任何大的偏离，包括贬值或者实行外汇管制

(exchange control)，都视为“脱离”金本位)。脱离了金本位制的国家理所当然地获得了国内货币政策的自主权，但因为这些国家继续持有黄金储备，并且设定了黄金的官方价格，因此对它们来说，仍可以计算出方程（1）中的每一项。

表1—1　1929—1936年六个国家的货币供给的决定因素⑫

	M1	M1/BASE	BASE/RES	RES/GOLD	PGOLD	QGOLD
法国（1936年10月货币贬值）						
1929	101 562	1.354	1.109	1.623	16.96	2 456.3
1930	111 720	1.325	1.106	1.489	16.96	3 158.4
1931	122 748	1.239	1.101	1.307	16.96	4 059.4
1932	121 519	1.263	1.010	1.054	16.96	4 893.9
1933	114 386	1.264	1.156	1.015	16.96	4 544.9
1934	113 451	1.244	1.098	1.012	16.96	4 841.2
1935	108 009	1.230	1.298	1.020	16.96	3 908.1
1936	117 297	1.218	1.557	1.024	22.68	2 661.8
波兰（1936年4月实行外汇管制，同年10月货币贬值）						
1929	2 284	1.339	1.390	1.750	5.92	118.3
1930	2 212	1.328	1.709	1.735	5.92	94.9
1931	1 945	1.267	1.888	1.355	5.92	101.3
1932	1 773	1.275	2.177	1.273	5.92	84.7
1933	1 802	1.280	2.496	1.185	5.92	80.3
1934	1 861	1.301	2.693	1.056	5.92	84.9
1935	1 897	1.277	3.155	1.061	5.92	74.9
1936	2 059	1.340	3.624	1.076	5.92	66.3

⑫ 原文为“Determinants or the Money Supply in Six Countries 1929—1936”，即“1929—1936年六个国家的决定因素或货币供给”，明显有误——译者注。

续表

	M1	M1/BASE	BASE/RES	RES/GOLD	PGOLD	QGOLD
比利时（1935 年 3 月货币贬值）						
1929	42 788	2. 504	1. 949	1. 492	23. 90	245. 9
1930	46 420	2. 336	1. 697	1. 707	23. 90	287. 1
1931	44 863	2. 047	1. 226	1. 358	23. 90	533. 4
1932	41 349	1. 805	1. 395	1. 265	23. 90	543. 1
1933	40 382	1. 754	1. 314	1. 282	23. 90	571. 9
1934	NA	NA	1. 113	1. 266	23. 90	524. 0
1935	39 956	1. 579	1. 063	1. 378	33. 19	520. 8
1936	43 314	1. 617	1. 098	1. 293	33. 19	561. 6
英国（1931 年 9 月放弃金本位）						
1929	1 328	1. 560	5. 825	1. 0	0. 1366	1 069. 8
1930	1 361	1. 618	5. 699	1. 0	0. 1366	1 080. 8
1931	1 229	1. 579	6. 452	1. 0	0. 1366	883. 8
1932	1 362	1. 667	6. 823	1. 0	0. 1366	877. 2
1933	1 408	1. 680	4. 395	1. 0	0. 1366	1 396. 4
1934	1 449	1. 642	4. 590	1. 0	0. 1366	1 408. 1
1935	1 565	1. 694	4. 615	1. 0	0. 1366	1 465. 2
1936	1 755	1. 700	3. 291	1. 0	0. 1366	2 297. 0
瑞典（1931 年 9 月放弃金本位）						
1929	988	1. 498	1. 280	2. 092	2. 48	98. 8
1930	1 030	1. 508	1. 082	2. 618	2. 48	97. 2
1931	1 021	1. 522	2. 631	1. 238	2. 48	83. 1
1932	1 004	1. 373	1. 740	2. 039	2. 48	83. 1
1933	1 085	1. 106	1. 202	2. 205	2. 48	149. 2

续表

	M1	M1/BASE	BASE/RES	RES/GOLD	PGOLD	QGOLD
瑞典（1931 年 9 月放弃金本位）						
1934	1 205	1.211	1.101	2.575	2.48	141.5
1935	1 353	1.268	1.029	2.542	2.48	164.5
1936	1 557	1.211	1.032	2.355	2.48	213.3
美国（1933 年 3 月放弃金本位）						
1929	26 434	3.788	1.746	1.0	0.6646	6 014.0
1930	24 922	3.498	1.655	1.0	0.6646	6 478.9
1931	21 894	2.831	1.854	1.0	0.6646	6 278.8
1932	20 341	2.534	1.900	1.0	0.6646	6 358.6
1933	19 759	2.380	2.057	1.0	0.6646	6 072.7
1934	22 774	2.396	1.154	1.0	1.1253	7 320.9
1935	27 032	2.335	1.144	1.0	1.1253	8 997.8
1936	30 852	2.327	1.178	1.0	1.1253	10 004.7

注：本表对六个国家阐释了方程（1）。只要有可能，表中的值就取年终数据。数据来源见附录。

相关定义如下：

M1 = 流通中的货币和票据加商业银行存款，以本币计值（百万）。

BASE = 流通中的货币和票据加商业银行准备金，以本币计值。

RES = 国际储备（黄金加上国外资产），以本币计值。

GOLD = 黄金储备，以官方价格为准算得的本币价值 = PGOLD × QGOLD。

PGOLD = 官方黄金价格（每克的本币价格）；对于非金本位制国家，采用法律虚拟（legal fiction，也译“法律拟制”）价格，而不是市场价格。

QGOLD = 黄金储备的物理数量，以公吨计。

从表 1—1 中可以得到几条有价值的信息：第一，注意是否采用金本位制与 M1 货币供给的下降之间存在很强的依赖关系（波兰是一个不太重要的例外，在 1932 年到 1936 年之间，波兰的名义 M1 有微

小的增长)。第二，注意 M1/BASE 和 RES/GOLD 的大幅下降，这分别反映银行危机和汇率危机（两者都在 1931 年达到高峰)。第三，该表反映黄金盈余国进行冲销的趋向（即黄金存量 QGOLD 上升的国家，其 BASE/RES 趋向下降)。

表 1—1 中的一个引人注目的国家是比利时，尽管它是大萧条早期黄金流入的受益者，但是其 M1/BASE 的下降（反映了银行业恐慌)、RES/GOLD 的下降（反映外汇储备的清偿能力)，以及 BASE/RES 的下降（这是中央银行在早期故意冲销黄金以及后期试图抵御对汇率的投机冲击的结果）一起引起了货币存量的急剧下降。与此类似，在法国，由于 M1/BASE 和 RES/GOLD 下降，在 1930 年到 1934 年，尽管黄金储备增加了 50% 以上，但名义 M1 几乎没有增长。另一个金本位集团成员波兰则主要因为黄金储备外流而发生了通货紧缩。

表 1—1 中另一个值得注意的现象是，那些使本币贬值或放弃金本位的国家，趋向于从坚持金本位制的国家吸引黄金。在该表中，从 1933 年开始，英国、瑞典和美国都发生了黄金大量流入的现象。这种看似不正当的行为，反映了投机者对已经贬值的货币比对金本位集团国家中被高估的货币更有信心。这种黄金从主要的金本位集团国家流出的情况，给了金本位制度最后的一击。

1.1.2 汇率制度对宏观经济的影响

我们已经看到，在 20 世纪 20 年代末 30 年代初，那些坚持国际金本位制的国家的内在货币存量遭受了突如其来的大幅下降。内在货币存量的这种下降（尤其是 1931 年及以后的下降）自然受到了宏观经济条件的影响，但很难说这种下降是货币存量对产出变动的连续的、被动的反应。事实上，货币供给对金融危机与汇率危机的反应是不连续的变动，而这些危机则主要是由 20 世纪 20 年代的政治与经济条件，以及第一次世界大战后重建的制度结构造成的。因而，我们有理由近似地认为，货币存量冲击相对于同期的产出而言是一个外生变量，这意味着货币力量是世界萧条的重要原因。

然而，如果把那些继续坚持金本位制的国家和那些放弃金本位制的国家的经历相比较，我们就会发现更有力的证据来支持名义因素的作用。尽管在前文中曾经提到，绝大多数国家在20年代末已经重建了金本位制，但是在30年代，各国对金本位制的忠诚程度各不相同：很多国家在1931年危机之后就放弃了金本位制度，其中最明显的就是“英镑集团（sterling bloc）”（英国和其贸易伙伴）。另一些国家在放弃之前还作了几年抵抗（例如，美国坚持到1933年，意大利坚持到1934年）。最后，以法国为首的顽固派——金本位集团国家一直坚持金本位制，直到该制度于1936年后期土崩瓦解为止。由于那些摆脱了金本位制的国家有效地解除了货币再膨胀（reflation）的外在约束，所以它们可以在一定程度内利用这种自由。我们可以观察到，那些较早放弃了金本位制的国家比那些固守金本位制的国家经济复苏得更快、更强劲。

乔杜里和科钦（Choudhri and Cochin，1980）在其开创性的论文中最早注意到这两类国家之间确实存在着明显的差异。他们比较了西班牙（前文已经指出它根本就没有恢复金本位制）、斯堪的纳维亚三国（在1931年9月的英镑危机后就脱离了金本位制）和4个金本位集团国家（荷兰、比利时、意大利和波兰）在大萧条期间的经济表现。乔杜里和科钦发现，同西班牙和斯堪的纳维亚国家相比，坚持金本位制的国家遭受了更为严重的产出紧缩和价格下跌。在另一篇重要的文章中，艾钦格林和萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）考察了10个主要国家在1929—1935年间的宏观经济数据。他们发现，到1935年为止，较早放弃金本位制的国家从大萧条中很大程度地恢复过来，而那些金本位集团国家的产出和就业仍然维持在较低的水平。伯南克和吉姆斯（Bernanke and James，1991）通过对24个国家（大多是工业国）的考察，确认了前人所作出的结论。坎帕（Campa，1990）用拉美国家的数据做了类似的工作。

如果汇率制度是随机选择的，那么我们就可以认为，在大萧条期间，名义因素在确定实际产出时具有重要作用。当然，在实践中，决定是否放弃金本位制在某种程度上是内生的，这样我们就必须考虑这

些文献的结果是否可能是虚假的，即是否会存在一些更为根本的要素，它们既决定了汇率制度的选择，又使各国随后的经济表现迥然不同。事实上，这些结果极不可能是虚假的，原因有二：

第一，就像艾钦格林（Eichengreen，1992）和其他人详细归纳的那样，对多数国家而言，是否坚持金本位制受到国内外政治因素、主流的经济信条和哲学信仰的极大影响。例如，法国坚持金本位制，是因为法国人希望不惜代价地努力保全庞加莱稳定带来的利益，以及维护国内各集团的利益分配；也因为当时有种盛极一时的经济学观点（甚至共产主义者也赞同），即稳定的货币和节俭的财政是根治大萧条的良药；还因为法国的民族自豪感和坚持金本位紧密相连。[13] 此外还有其他一些原因。事实上，正如伯南克和吉姆斯（Bernanke and James，1991）指出的：在 1931 年放弃和没有放弃金本位制的国家，其经济形势在 1929—1930 年间平均来说是很相似的。因此，我们很难认为这种对汇率制度的选择仅仅是由宏观经济的横截面差异决定的。

第二，这个原因可能更为引人注目，如果是否放弃金本位制的选择是内生的，那么这种内生性产生的任何偏误（bias）都无法解释如下事实，即一般假定那些经济实力较弱或者在大萧条中损失最惨重的国家会最先贬值或者放弃金本位，然而事实是那些较早放弃金本位的国家比坚持金本位的国家经济恢复得更快、更强劲。所以，对汇率制度选择中的内生性偏误的任何修正都应该趋向于加强放弃金本位制和经济扩张之间的联系。

伯南克和吉姆斯（Bernanke and James，1991）总结了宏观经济表现与汇率政策之间的联系。表 1—2 和表 1—3 使用了一个和他们的数据集类似的数据集，扩展了他们的结论。两个表都使用了最多 26

---

[13] 在命运多舛的 1933 年伦敦经济会议（1933 London Economic Conference）上，这种世界观上的差异表现得非常突出。金本位集团的代表们谴责说货币不稳定是万恶之源，而英镑集团的代表则强调通货再膨胀和经济扩张势在必行（艾钦格林和尤赞（Eichengreen and Uzan，1993））。有意思的是，这种态度的差异持续了几十年。请注意最近法国人在欧洲货币体系（EMS）遇到麻烦时，坚守法郎壁垒（Franc Fort）的做法，以及相反的，英国人愿意为了国内宏观经济目标而放弃固定汇率制度的做法（这和它们在 1931 年 9 月的表现一样）。

个国家（表中涉及的国家数取决于数据可得性）的13个宏观经济变量的年度数据（国家名单、数据来源、数据可用性参见附录）。与伯南克和吉姆斯的表类似，表1—2列出了每个变量的对数变动的平均值（名义利率和实际利率除外，它们以百分点计量），其中既有全样本中所有国家每年的平均值，也有维持金本位制的国家和放弃金本位制的国家两个子样本每年的平均值。⑭ 其中全样本的平均值是1930—1936年每年的平均值，因为在1930年几乎所有国家都采用金本位制，而在1936年几乎都放弃了金本位制，所以两个子样本只列出1931—1935年的平均值。

表1—3列出了金本位国家和非金本位国家的差异的统计显著水平。表1—3中标“a”的行分别给出了表1—2中每个宏观变量对常数、年度时间虚拟变量（yearly time dummies）和代表金本位国家的虚拟变量ONGOLD进行面板数据回归的结果（表1—3中标“b”的行，我们暂且不去管它）。对于每一个年度—国家观测值，变量ONGOLD表示一国在该年实施金本位制的时间占全年的比例（坚持金本位制的月数除以12）。回归使用了1931—1935年的数据，但是如果加入1930年或1936年的数据，或者去掉1931年的数据，结果并不会发生明显变化。因为每个回归中都包括一组年度时间虚拟变量，所以可以认为，在每个回归中ONGOLD的系数估计值反映了在其他宏观条件保持不变的情况下，金本位制国家和非金本位国家之间纯粹的横截面差异。在每个系数估计值的下面都给出了t统计量的绝对值，它衡量组间差异（between-group differences）的统计显著性。

表1—2和表1—3与如下结论是一致的：（1）在所有的国家，货币紧缩都是大萧条的一个重要根源；（2）1931年或1932年后，坚

⑭ 前文提到，如果一个国家严重地偏离了金本位制度的规则，比如实行全面的汇率控制或者使本币贬值，又或者正式宣布放弃金本位制，那么我们就认为这个国家已经脱离了金本位。伯南克和吉姆斯文章中的表2.1给出了（我们的样本中使用的）24个国家的金本位政策的变动日期。另外，我们把阿根廷和瑞士的官方贬值日期（分别是1929年12月和1936年10月）作为其放弃金本位的日期。表中报出的数值是数据的简单组内平均值（simple within-group averages），然而如果用黄金储备持有量或者1929年的产值水平（可以使用国际联盟（League of Nations）1945年的数据）作为各国数据的权重进行加权平均，其结果不会有本质的改变。

持金本位的国家和放弃金本位的国家之间存在着显著的差别；（3）放弃金本位的国家可以更自由地采取扩张性的货币政策，这造成了这种差别。

表1—2　1930—1936年金本位国家与非金本位国家的某些选定的宏观经济变量的平均变动行为

	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936
1. 制造业产值（对数变动幅度）							
平均值	-0.066	-0.116	-0.090	0.076	0.100	0.074	0.072
坚持金本位		-0.117	-0.173	0.068	0.025	-0.001	
放弃金本位		-0.113	-0.057	0.078	0.120	0.008	
2. 批发价格（对数变动幅度）							
平均值	-0.116	-0.122	-0.045	-0.017	0.018	0.024	0.048
坚持金本位		-0.140	-0.133	-0.065	-0.037	-0.038	
放弃金本位		-0.084	-0.011	-0.002	0.033	0.036	
3. M1货币供给（对数变动幅度）							
平均值	0.016	-0.088	-0.068	-0.006	0.019	0.027	0.074
坚持金本位		-0.094	-0.088	-0.045	-0.013	-0.067	
放弃金本位		-0.076	-0.060	0.007	0.028	0.046	
4. M1/现金比率（对数变动幅度）							
平均值	0.030	-0.129	-0.006	-0.024	-0.002	-0.011	-0.011
坚持金本位		-0.142	-0.052	-0.009	0.016	-0.037	
放弃金本位		-0.102	0.014	-0.030	0.002	-0.006	
5. 名义工资（对数变动幅度）							
平均值	0.004	-0.030	-0.053	-0.030	-0.002	-0.001	0.031
坚持金本位		-0.027	-0.070	-0.033	-0.031	-0.022	
放弃金本位		-0.039	-0.045	-0.029	0.007	0.004	

续表

	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936
6. 实际工资（对数变动幅度）							
平均值	0.122	0.094	0.007	-0.009	-0.023	-0.022	-0.018
坚持金本位		0.110	0.064	0.032	0.005	0.016	
放弃金本位		0.059	-0.020	-0.025	-0.032	-0.031	
7. 就业（对数变动幅度）							
平均值	-0.066	-0.117	-0.074	0.050	0.096	0.064	0.068
坚持金本位		-0.113	-0.137	0.006	0.028	-0.016	
放弃金本位		-0.127	-0.047	0.065	0.113	0.083	
8. 名义利率（百分点）							
平均值	5.31	5.43	5.29	4.37	3.97	3.89	3.79
坚持金本位		5.22	4.20	3.69	3.26	4.05	
放弃金本位		5.90	5.68	4.56	4.13	3.86	
9. 事后计算的实际利率（ex-post real interest rate）（百分点）							
平均值	16.89	9.39	6.51	2.78	1.11	-1.19	-8.93
坚持金本位		10.38	9.41	6.94	3.35	-4.92	
放弃金本位		7.16	5.47	1.64	0.61	-0.62	
10. 出口品相对价格（对数变动幅度）							
平均值	-0.033	-0.011	-0.047	0.076	0.084	-0.067	0.039
坚持金本位		0.003	-0.019	0.134	0.140	-0.112	
放弃金本位		-0.040	-0.058	0.058	0.070	-0.058	
11. 实际出口量（对数变动幅度）							
平均值	-0.073	-0.179	-0.222	0.014	0.056	0.021	0.072
坚持金本位		-0.193	-0.292	-0.008	0.015	-0.024	
放弃金本位		-0.146	-0.192	0.021	0.067	0.030	

续表

	1930	1931	1932	1933	1934	1935	1936
12. 实际进口量（对数变动幅度）							
平均值	−0.071	−0.211	−0.264	0.004	0.038	−0.020	0.049
坚持金本位		−0.159	−0.250	−0.006	−0.067	−0.012	
放弃金本位		−0.315	−0.271	0.008	0.070	−0.027	
13. 实际股价（对数变动幅度）							
平均值	−0.107	−0.186	−0.214	0.133	0.060	0.091	0.115
坚持金本位		−0.181	−0.219	0.139	−0.028	0.062	
放弃金本位		−0.198	−0.211	0.130	0.092	0.098	

注：对每个变量和每一年，本表都给出了该变量的总体平均值，也给出了金本位国家和非金本位国家这两个子样本该年各自的平均值（参见伯南克和吉姆斯（Bernanke and James，1991））。由于大多数国家在1930年都奉行金本位制，而在1936年都放弃了金本位制，所以这两年只给出了全样本平均值，而没有给出两个子样本的平均值。在计算时，所使用的数据是年度数据，最多有26个国家（参与平均的国家数目取决于数据的可得性（见附录））。实际工资、实际股价和事后实际利率都是用批发价格指数计算的。如果在给定的一年，一个国家实行金本位制的时间占全年时间的比例为f，那么金本位国家全年变量值为权重f，非金本位制国家全年权重为1－f。每一年处于金本位制的“国月数”（country-months）占总月数的比例为：0.676（1931年）、0.282（1932年）、0.237（1933年）、0.205（1934年）、0.160（1935年）。

表1—3　　1931—1935年，已选定的宏观经济变量对金本位虚拟变量和银行业恐慌虚拟变量的回归

被解释变量		ONGOLD	PANIC	调整的 R^2
制造业产值	(1a)	−0.0704		0.601
		(4.04)		
	(1b)	−0.0496	−0.0926	0.634
		(2.80)	(3.50)	

续表

被解释变量		ONGOLD	PANIC	调整的 R^2
批发价格	(2a)	−0.0914		0.622
		(8.20)		
	(2b)	−0.0885	−0.0129	0.620
		(7.47)	(0.73)	
货币供给（M1）	(3a)	−0.0534		0.297
		(3.26)		
	(3b)	−0.0344	−0.0846	0.352
		(2.06)	(3.40)	
M1/现金比率	(4a)	−0.0329		0.263
		(1.91)		
	(4b)	−0.0176	−0.0680	0.294
		(0.99)	(2.55)	
名义工资	(5a)	−0.0204		0.196
		(2.62)		
	(5b)	−0.0145	−0.0262	0.219
		(1.78)	(2.16)	
实际工资	(6a)	0.0605		0.466
		(5.84)		
	(6b)	0.0656	−0.0230	0.470
		(5.99)	(1.41)	
就业	(7a)	−0.0610		0.557
		(4.38)		
	(7b)	−0.0507	−0.0458	0.569
		(3.48)	(2.10)	
名义利率	(8a)	−1.22		0.109
		(2.83)		
	(8b)	−1.00	−0.97	0.116
		(2.20)	(1.43)	

续表

被解释变量		ONGOLD	PANIC	调整的 R^2
事后计算的实际利率	(9a)	2.70		0.264
		(2.07)		
	(9b)	2.16	2.39	0.266
		(1.56)	(1.16)	
出口品相对价格	(10a)	0.0464		0.198
		(1.70)		
	(10b)	0.0288	0.0783	0.213
		(1.00)	(1.83)	
实际出口量	(11a)	-0.0745		0.323
		(2.08)		
	(11b)	-0.0523	-0.0990	0.334
		(1.39)	(1.76)	
实际进口量	(12a)	-0.0000		0.416
		(0.00)		
	(12b)	0.0232	-0.1036	0.435
		(0.75)	(2.25)	
实际股价	(13a)	-0.0299		0.354
		(1.12)		
	(13b)	-0.0206	-0.413	0.354
		(0.72)	(0.97)	

注：表中所列数值是被解释变量对反映一国是否是金本位国家的虚拟变量（ONGOLD）和反映银行业危机的虚拟变量（PANIC）进行回归得出的系数估计值。括号内是 t 统计量的绝对值。除名义利率和事后计算的实际利率以百分点计量以外，其他的被解释变量都以对数变动量计量。在计算时，所使用的数据为 1931—1935 年的年度数据，最多有 26 个国家（国家数目取决于数据的可得性（见附录））。每个回归中都包括一组年度虚拟变量 ONGOLD（等于一国某年实施金本位制的月数除以 12）和 PANIC（等于一国某年处于银行业恐慌的月数除以 12）。

首先让我们来考察货币供给的变动情况。从表1—2中（第3项）可以发现，1931年和1932年所有国家的内在货币存量都大幅收缩。从数学上看，这种收缩的很大部分都可以归咎于M1/现金比率（M1 - currency ratio）的下降（第4项），而M1/现金比率的下降又主要是由银行业危机导致的（请注意，这种影响集中在1931年）。[15] 然而，表1—2表明1933—1935年间，坚持金本位制的国家的货币供给持续收缩，而放弃金本位制的国家货币供给出现扩张。表1—3（第3a行）表明，在1931—1935年间，坚持金本位制的国家的M1增长速度（第3a行）平均要比放弃金本位的国家的增长速度慢大约5%，t统计量绝对值为3.26。

价格的变动情况和货币存量的变动情况很相似。表1—2（第2项）表明，尽管各国在1931年前都发生了严重的通货紧缩，但是总体上看在那些放弃金本位制的国家，批发价格水平在1932—1933年保持稳定，并且平均来看，在1934年开始上升。[16] 坚持金本位制的国家处于通货紧缩状态，一直到1935年，结果导致1932—1935年间两类国家的价格水平的对数的累积差异（cumulative differences）高达0.329。根据表1—3（第2a行），在1931—1935年间，金本位制国家的批发价格上涨幅度（wholesale price inflation）比非金本位国家平均每年低9个百分点（t统计量的绝对值为8.20）。

产出和就业的下降与货币和价格的下跌之间有很强的相关关系，在所有的国家，1930—1931年制造业产值（表1—2第1项）和就业（表1—2第7项）都发生了下降，但接下来两组之间就出现了区别。1932—1935年，两组产出水平的对数累积差异是0.310，而就业水平的对数值的累积差异是0.301，都是非金本位国家高些。两个累积差异对应的t统计量的绝对值（表1—3第1a行和第7a行，使用了

---

[15] M1/BASE是一个更好的衡量指标，但是因为缺乏很多样本国家的商业银行准备金数据，所以没有采用它。从表1—3的第4a行可知，平均来说，金本位国家的M1/现金比率比非金本位国家下降得更快（该差异在5%的置信水平上近似是统计显著的）。这和我们先前观察到的现象——在坚持金本位制的国家里，银行业问题更为严重——是一致的。

[16] 因此，一般在放弃金本位制的国家里，价格水平的稳定先于货币的稳定。一个可能的解释是本币贬值提高了对未来通货膨胀的预期，从而降低了货币需求，提高了当前的价格。

1931—1935 年的数据）分别是 4.04 和 4.38。这些差异在统计学和经济学的意义上都是高度显著的。

表 1—2 和表 1—3 中其他宏观经济变量的变化，一般都和货币存量的变动一致。例如，在标准的蒙代尔—弗莱明（Mundell-Fleming）分析中，对于实行金本位制的小国而言（Eichengreen and Sachs, 1986），外国货币收缩将提高本国的实际利率，从而抑制国内总需求，此外还会造成本币实际汇率（出口价格）相对于非金本位制国家上升，从而导致实际出口的下降。表 1—2（第 9 项）表明，在 1930 年事后计算的实际利率普遍较高，随后其在金本位国家和非金本位国家都逐渐下降，但其值在非金本位国家一直比在金本位国家低一些。[17] 表 1—3（9a 行）也表明，金本位国家事后计算的实际利率比非金本位国家平均高 2.7%（$t=2.07$）。金本位国家的货币兑美元的实际汇率（表 1—3 第 10a 行）平均每年比非金本位国家多增长近 5%（但 t 值只有 1.70），相应的，金本位国家的实际出口（表 1—3 第 11a 行）平均每年比非金本位国家多下降 7~8 个百分点（$|t|=2.08$）。金本位国家和非金本位国家的进口增长速度没有明显的差异（表 1—3 第 12a 行），这大概反映了金本位集团中国家的较低收入和贸易条件改善的互相抵消的效果。

有趣的是，金本位国家的实际股价（名义股价指数除以批发价格指数）比非金本位国家每年多下降约 3%（$|t|=1.12$），因此不像上述变量表现得那么差。名义和实际工资在金本位国家和非金本位国家里的表现显著不同，但由于这两个变量和总供给的联系最为紧

⑰ 金本位国家事后计算的实际利率较高并不意味着事前估计的实际利率（ex ante real interest rate）也高，这要取决于通货紧缩是否被预见到。以美国为例，恺彻惕（Cacchetti, 1992）发现了支持“当时人们预见到了价格水平的下降”这一假设的证据，而汉密尔顿（Hamilton, 1992）则发现了反对这一假设的证据（就我所知，在这个问题上目前只有关于美国的研究）。与其说这场争论是和“初始的冲击是否是货币的?”这一问题有关，还不如说是和冲击的特定传导渠道有关——如果通货紧缩被预见到了，以至于事前估计的实际利率高，那么此时货币传导途径就是通过传统的 IS 曲线起作用的。恺彻惕和汉密尔顿都注意到，如果通货紧缩没有被预见到，那么传导机制就更依赖于债务型通货紧缩的机制（参见本文第 2 节）。大多数国家的名义利率总是高于 0，而且金本位国家的名义利率并不根本上低于非金本位国家（表 1—2 第 8 项），这说明至少在中期，大多数通货紧缩并没有被预见到。埃文斯和沃茨特尔（Evans and Wachtel, 1993）根据美国名义利率的变动行为得到了一个类似的结论。

密，所以将在下一部分讨论。

1.2 总供给：名义调整失效

虽然大家早就公认货币冲击是大萧条的成因之一，但是我们从第1部分可以看到，近年来采用比较分析方法进行的研究，从实证方面极大地支持了货币是大萧条的主要推动力的观点，并且货币收缩对实际经济变量的影响似乎不仅大，而且持久。但现有的货币非中性理论（比如基于菜单成本（menu cost）的理论，或者认为消费者会混淆实际价格和相对价格的理论）通常预言货币冲击的实际影响只是暂时的，因此如何解释这种持久的非中性对当代宏观经济学家来说是一个重大挑战。

在总需求方面，我们还有一个疑问：在两次大战之间，对名义冲击的调整为什么花了那么长时间？本部分将讨论货币冲击之所以具有长期效应的两个主要解释的证据：引致性金融危机（induced financial crisis）和名义工资黏性。

1.2.1 通货紧缩和金融体系

如果要说出经济中以名义值定价并且在预见不到的价格变动时被默示保险或指数化的一系列重要合约，那么我们立刻就会想到金融合约（比如债务工具等）。我在1983年的论文中指出，金融合约的非指数化（nonindexation）可能提供了一个机制，20世纪30年代货币存量和价格水平的下降可能就是通过这一机制对美国经济产生实际影响的。我讨论了两个相关的传导机制：一个是通过“债务型通货紧缩（debt-inflation）”发挥作用的，另一个是通过银行资本和稳定性发挥作用的。

债务型通货紧缩的思想可以追溯到欧文·费雪（Irving Fisher, 1933）。他设想了这样一个动态的过程：资产和商品价格下降，对名义债务人（nominal debtors）构成压力，从而迫使他们（为了还债）

贱卖自己的资产，这转而引起价格进一步下降，金融环境更为困难。[18] 基于这样的判断，费雪力劝罗斯福总统要使汇率服从于通货再膨胀的需要，FDR[19] 最终接受了他的建议。但费雪的这一思想在学术界中并没有很大的影响，因为学者们通常认为，债务型通货紧缩不过是利益从一个集团（债务人）到另一个集团（债权人）的再分配，如果债权人和债务人的边际消费倾向差异不是很大的话，单纯的利益再分配对宏观经济不会有明显的影响。

然而近年来，债务型通货紧缩的思想如枯木逢春，人们开始从资本市场的不完全信息（imperfect information）和代理成本（agency costs）方面如小荷初露般的文献中，汲取这一思想的灵感。[20] 根据在现代公司金融理论中占据主导地位的代理理论，资产负债表的结构对规范借款人（代理人）和贷款人（委托人）的动机提供了一个重要的机制。资产负债表的一个关键特色是借款人的净财富一项，即借款人的自有（“内部的”）资金加上其非流动资产（illiquid assets）的抵押价值。很多简单的委托—代理模型都说明，借款人的净财富下降会使借款的无谓代理成本（deadweight agency costs）上升。直观地看，当一个债务人运作一个项目时，如果他/她的自有资金相对较少，那么他/她就必须主要依赖外部融资，这样他就可能更有动机采取一些不利于债权人的行动，其结果是双方都产生无谓损失（deadweight losses），例如进行效率低、风险高的活动，或者偷懒，甚至还会使债权人不得不花费成本去收集信息和进行监督。如果债务人的净财富下降到低于某个门限值（threshold level，或译成临界水平），他/她就根本不能再获得任何贷款。

从代理人的角度看，债务型通货紧缩（财富出乎预料地从债务人向债权人转移）不是一个宏观经济学上的中性问题，即潜在的债

[18] 清泷和穆尔（Kiyotaki and Moore，1993）在费雪思想的基础上，作了一个规范的分析。

[19] FDR 是富兰克林·德拉诺·罗斯福总统（Franklin Delano Roosevelt，1932—1945 年在位）姓名的缩写——译者注。

[20] 把这一方法应用于大萧条时期的消费者支出的一篇重要论文是米什金（Mishkin，1978）。伯南克和戈特勒（Bernanke and Gertler，1990）对债务型通货紧缩作了一个理论分析。读者还可参考克劳米里斯（Calomiris，1993）综述大萧条时期金融因素的作用的文章。

务人也许有一个独一无二的或者低成本的投资项目或消费机会，但其净财富的下降使他失去了这种机会。例如一个财务紧张的企业可能无法获得扩大生产所必需的营运资金，或者无法为一个在金融环境较好时才可行的项目融资。类似的，如果一个家庭的当前名义收入相对于其债务降低，那么它就无法购买新房，尽管从持久收入上看，它其实买得起。债务型通货紧缩通过引起借款人（企业或家庭）发生财务危机（financial distress）[21] 对经济产生实际的影响。

如果这种债务型通货紧缩足够严重，那么它也会威胁到银行和其他金融中介的正常运转（第二个途径）。一般说来，银行既有名义资产也有名义负债，因此一定范围内可以对冲通货紧缩的影响。理论上说，银行可以从名义资产上获得本金和利息，但是当银行的债务人财务状况恶化时，银行往往只能获得实际资产（比如抵押品）。[22] 从这一点来说，债务型通货紧缩对银行也同样不利。[23] 债务型通货紧缩会引起银行发生实际或潜在的贷款损失，这将会从几个方面降低银行的资本实力，损害银行的经济效率。首先，存款人的挤兑行为将导致银行可贷资金减少，在一个没有存款保险的银行体系里，这种情况尤其严重。银行贷款是一种专门化的、信息密集型的贷款方式，很难用非银行信贷形式来代替它。其次，挤兑的威胁也迫使银行提高其资产的安全性和流动性，从而进一步减少正常的信贷活动（不过，最缺乏资本（decapitalized）的银行可能有动力以一种赌博的心态去发放风险非常大的贷款）。最后，银行及其分支机构的倒闭，可能会破坏局

㉑ “financial distress”一般的译法有“财务危机”、“财务困难”、“财务困境”、“财务恶化”等。我们一般采用“财务危机”的译法，它指一个企业无偿付能力（insolvency），包括技术上的无偿付能力和破产意义上的无偿付能力。财务危机并不等同于破产，但是如果企业无法通过各种途径有效地缓解危机，那么它最终必将走向破产清算。另外，凡是译文中出现的“财务危机”，都是指“financial distress”，凡是“金融危机”，都是指“financial crisis”，读者应该把这两个术语区分开来——译者注。

㉒ 这一句的原文为“However, as the distress of banks' borrowers increases, the banks' nominal claims are replaced by claims on real assets (for example, collateral)”，直译为“但是，当银行的债务人的财务状况恶化时，银行对名义资产的要求权被对实际资产的要求权（例如抵押品）所替代。”为了便于读者理解，这里没有严格遵从原文来翻译。本文其他几个地方也有类似的处理——译者注。

㉓ 在全能银行体系（universal banking systems）（例如中欧国家采取的银行体系）里，银行既持有名义资产又持有实际资产（例如既持有股权也持有债券），因此在发生通货紧缩时，全能银行更早地承担紧缩造成的压力。

部的信息资本（information capital），并降低金融服务的供给。

在两次大战之间，金融对宏观经济的影响到底有多大呢？在我1983年的文章中，我仅仅以美国为例证明了破产的商业企业（commercial firms）的负债和倒闭银行的存款有助于预测工业产值的月度变化（在计量方程中还引入了货币和价格的滞后项）。然而这些证据尚不真正具有结论性。例如，正像格林和怀特曼（Green and Whiteman，1992）所指出的，1931和1932年商业企业和银行的倒闭风潮可以作为一个虚拟变量来刻画引起美国的大萧条在这一时期（再次）迅速恶化的任何金融或非金融原因。至于那些有关货币作用的争论，问题在于我们的分析只有美国一个国家的数据。

不过，伯南克和吉姆斯（Bernanke and James，1991）秉承新的金本位制研究的比较方法，用一个包括24个国家的面板数据集，对金融危机的宏观经济影响作了研究。样本的扩大给数据收集带来困难，他们只能使用年度数据而非月度数据；另外，由于缺乏有关债务和财务危机的数据，使他们的分析只能局限于银行业恐慌的影响。而且，由于对银行业的不稳定性没有一个一致的量化方法，所以他们根据自己对历史资料的了解，用虚拟变量来表示银行业发生危机的时期。不过，样本的扩大使他们可以把美国的情况和两类国家——和美国一样也遭受严重银行问题困扰的国家，以及那些银行也在大萧条中仍然能保持稳定的国家——进行对比，这可以抵消上述各种不利之处。尤其是，伯南克和吉姆斯指出，银行在危机面前表现出来的脆弱性的国际横向差异，与制度和政策差异之间的关系强一些，而与宏观经济条件之间的关系则弱一些。这个发现强化了“银行恐慌对宏观经济有独立的影响（而不是对经济普遍衰退的单纯的被动反应）”这一认识。[24]

为了衡量银行业的不稳定性，伯南克和吉姆斯构造了一个名为

㉔ 伯南克和吉姆斯认为，下述因素有助于导致银行业恐慌：银行业结构（“全能”银行体系和那些存在大量小银行的银行体系更脆弱），对短期外债的依赖，20世纪20年代本国的金融和经济经历以及银行业政策。请参见格罗斯曼（Grossman，1993）对两次大战之间的银行业恐慌的更为详细的补充分析。

PANIC 的虚拟变量，他们将其定义为他们样本中的国家每年遭受银行业危机的月数。[25] 在控制住价格变动率、工资、货币存量、出口增长率以及贴现率政策等变量之后进行回归，他们发现，银行恐慌对工业产值有着（经济意义上）巨大而（统计意义上）显著的影响。

我们在表 1—3 中标“b”的那些行简要总结了变量 PANIC 对我们列出的各宏观变量的影响，表中所报出的是每个宏观变量对 PANIC、表示是否是金本位国家的虚拟变量 ONGOLD 和每年的时间虚拟变量进行回归得到的系数估计量。在这些回归中，我们把伯南克—吉姆斯的 PANIC 变量除以 12，这样得到的系数估计量表示的就是年度影响。

结果表明，银行业恐慌对宏观经济有重要的影响，这种影响不但独立于金本位的影响（gold standard effects），还和我们的理论预测相一致，即在实际经济方面，PANIC 对制造业产值（第 1b 行）和就业量（第 7b 行）有着经济意义上巨大、统计意义上显著的影响。特别是在控制了 ONGOLD 之后，一年的银行业恐慌对制造业产值的对数的影响是 -0.0926，$|t| = 3.50$；对失业率的对数变动的影响是 -0.0456，$|t| = 2.1$。我们还发现，银行业恐慌也会造成名义和实际工资下降（第 5b 行与第 6b 行），损害出口商品的竞争力和出口数量（第 10b 行与第 11b 行），提高事后计算出的实际利率（第 9b 行），并造成股价下跌（第 13b 行），不过回归估计值并不总是统计显著的。

和预想的一样，在经济的名义方面，银行业恐慌显著地降低了货币乘数（可以用表 1—3 第 4b 行的 M1/现金比率代表）。我们还可以

㉕ 通过对第一手和第二手资料的阅读，伯南克和吉姆斯把第一次出现严重的银行业问题的日期算作危机时期的开始。至于危机结束的日期，如果有明确的分界线，比如 1933 年 3 月美国的银行休假（banking holiday），即以该事件作为危机结束日期；如果没有明确的分界线，作者就武断地假设银行业危机在达到高峰后会持续一年（即达到高峰后一年为结束日期）。PANIC 这个变量不为零的国家有奥地利、比利时、爱沙尼亚、法国、德国、匈牙利、意大利、拉脱维亚、波兰、罗马尼亚和美国。本文给出的结果是在样本中加入阿根廷和瑞士之后得到的。和伯南克—吉姆斯给出的银行业危机编年表（Bernanke-James banking crisis chronology）相一致，我们把瑞士（1931 年 7 月—1933 年 11 月）看作一个存在银行危机的国家。格罗斯曼（Grossman，1993）在他的研究中把所有这些国家都看作发生“危机”的国家，唯一不同的是他把挪威也算作一个危机国家。（至于伯南克—吉姆斯给出的银行业危机编年表，请参见本书第 3 章的表 3—7——译者注）

发现（见第 3b 行），银行业恐慌也使 M1 货币存量显著下降，这和利用简单的蒙代尔—弗莱明模型分析金本位制下开放的小国得出的结论不一致。在蒙代尔—弗莱明模型中，在世界经济条件保持不变（即用时间虚拟变量控制）的情况下，小国的货币存量由国内货币需求决定，这样一来，货币乘数的下降应该由黄金储备的内生的流入来抵消。不过上述经验结论和理论模型或许可以用如下的逻辑来调和，即银行业恐慌降低了国内 M1 货币需求，或者提高了汇率贬值的可能性（两种情况的任一个都可能引起储备外流）。我们上述的发现——银行恐慌引起实际利率上升——就和汇率将要贬值这个可能性相一致。和蒙代尔—弗莱明模型相一致的一个发现是，一旦"是否金本位国家"这一变量被控制住（即固定 ONGOLD），则银行业恐慌对批发价格水平没有影响（第 2b 行）。这个结果很重要，因为它说明银行业恐慌对产出和其他实际宏观变量的影响在很大程度上是通过非货币渠道，例如信贷支持的中断，发挥作用的。

就像先前讨论货币冲击的作用一样，如果我们把研究重点从美国转向国际比较的视角，我们就会得到关于银行业危机在大萧条中的潜在作用的更充分证据。乐观地说，我们还可以把这些证据用于对债务型通货紧缩作用的说明。确实，一个很强的假设是债务型通货紧缩的影响要比银行业危机更为普遍，从空间和时间上看，银行危机都更为局部化（localized）。不幸的是，关于内在债务（inside debt）[26] 的种

---

[26] 关于"inside debt"这个术语的含义，由于得不到必要的资料——例如 A. G. 哈特（A. G. Hart，1938），参见第 2 章参考文献——因此无法对它下一个非常准确的定义。但是从本书上下文推测，这是一个很宽泛的、很不严格的概念，大致是一国国内居民负担的所有债务的总称，包括公司债券和票据、房地产抵押债务、家庭和公司负担的债务等（参见第 2 章第 1.2 节）。也许是因为其含义太宽泛，所以应用不是很广泛。此外这个术语还有一种更常见的意思，即在现代企业管理理论中，它指公司向其高级管理人员承诺的、在未来向其支付的固定数量的现金。这相当于公司对其管理人员的一笔负债。詹森和麦克凌（Jensen and Meckling，1976）将其称为公司"内部借款"（intra-company IOUs，其中 IOU 为 I owe you），其最常见的形式是固定收益养老金（defined-benefit pensions）和延期补偿（deferred compensation）。据我们所知，这两个含义迄今都没有中文译法，我们姑且译为"内在债务"，以作引玉之砖。读者应该分清这两个含义，并且还要把"内部借款"和通常所说的"国内债务（internal debt）"，即"内债"区分开来。请参考 Jensen，Michael C.，and William H. Meckling（1976），"*Theory of the Firm：Managerial Behavior，Agency Cost，and Ownership Structure*"，Journal of Financial Economics 3，305 - 360；Rangarajan K. Sundaram & David L. Yermack（May 2005），"*Pay Me Later：Inside Debt and Its Role in Managerial Compensation*"（尚未发表）；Alex Edmans，（August 2006）"*Inside Debt*"（尚未发表）——译者注。

类和数量，以及各国一致的、反映财务危机的各种指标的数据，一般都无法得到。[27]

1.2.2 通货紧缩和名义工资

用引致性金融危机来解释大萧条的总供给之谜是一个相对新颖的方法。在宏观经济学对20世纪30年代的货币非中性的各种解释中，更常见的是比较传统的解释，即在面临货币冲击的时候，名义工资和（或）价格调整缓慢。事实上，可以广泛获得的价格指数，如批发价格指数和消费价格指数，在这一时期很少表现出名义惯性（诚然，对于很多单独的价格，例如对工业品价格而言，这个结论并不成立）。因此，与当代宏观经济学强调价格比工资更具有刚性相反，两次大战之间的研究认为，名义工资的缓慢调整是货币非中性的根源。在这一观点的指引下，本节我将用比较的方法讨论大萧条中工资黏性的经验证据。我们首先把更深入的问题，即给定大萧条时期极端的劳动力市场的市场条件，为什么工资没能调整暂且推到下文来解释。

名义工资调整和总供给之间的关系是一目了然的，即如果名义工资调整得不充分，那么当价格水平下降时，实际工资就会上升，雇主们就会裁减自己雇用的劳动力的数量。[28] 类似的，在发生货币再膨胀（reflation）的国家，实际工资会下降，就业会增加。尽管第二次世界大战（以下简称“二战”）以后学者们对实际工资的周期性争论不休，但是工资黏性假设的这两个基本含义则显然是通过比较两次大战之间的数据得出的，在表1—2和表1—3中可以看到这一点：

第一，在1930和1931年的世界性通货紧缩期间，世界范围的名

㉗ 艾钦格林和格罗斯曼（Eichengreen and Grossman，1994）试图用一个间接的指标——央行贴现利率和商业票据的利率之差——来度量债务型通货紧缩。正如他们所指出的那样，这个指标并不完全令人满意，而且他们得到了混合的结果。

㉘ 在标准的分析中，当实际工资上升时，雇主会沿着他们的新古典劳动需求曲线向西北方向移动，从而造成就业下降。另一个可能的渠道是：当实际工资升高以后，对工资的支付导致企业的流动性枯竭（和我们上文讨论过的那种财务危机一样），进而引起产出和投资降低（马克·戈特勒（Mark Gertler）和布鲁斯·格林沃德（Bruce Greenwald）分别独立地向我提出了这个建议，谨在此表示感谢）。后面这种渠道可以用如下方法来检验，即观察规模较小、流动性较差的企业对实际工资上升的反应，并和规模较大、财务较稳健的公司的反应相比较，看前者是不是更多地裁员。

义工资下降比（总的）价格水平的下降得慢很多，这就导致名义工资与价格的比值显著上升（表1—2第2、5、6项），和实际工资上升紧密相连的则是就业和产出的下降（表1—2第1、7项）。㉙

第二，大约从1932年开始，金本位国家和非金本位国家的实际工资的变动轨迹出现了显著差别（表1—2第6项）。在放弃金本位的国家，价格比名义工资上涨得更快（事实上，后者曾持续下降过一段时间），所以实际工资下降；同时就业量急剧上升。而在维持金本位制的国家中，实际工资上升或保持稳定，就业量持续低迷。表1—3（第6a行）显示了在两类国家之间，实际工资的增长每年相差6个百分点（$|t|=5.84$）。

金本位集团的成员国与非成员国的实际工资变动的这种巨大差异，最早是艾钦格林和萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）指出的。他们使用了欧洲10个国家1935年的数据，证明金本位集团国家的实际工资高而工业产出水平低，而非金本位集团国家则是实际工资很低，产出水平较高（所有变量都是相对于1929年来测算的）。

在最近的一篇论文中，伯南克和卡瑞（Bernanke and Carey，1994）㉚ 在很多方面扩展了艾钦格林—萨克斯的分析：首先，他们把样本从10个国家扩大到22个国家，并且使用了1931—1936年的年度数据，而不仅仅是1935年的数据。其次，为了避免把通过非工资渠道起作用的价格变动错误地归因于实际工资的变动，㉛ 在回归中，他们把实际工资分解为名义工资和价格水平两个部分。最后，他们控制了除工资外所有影响总供给的因素，并且使用工具变量技术来修正

㉙ 用批发价格指数作为名义工资的减缩因子（deflator）并不理想；为了计算与劳动需求决策有关的产品工资（product wage），应该用一种产出价格（output prices）指数来做名义工资的缩减因子。产品工资的国际数据非常有限，和正文这里提供的证据相比，它对黏性工资假设提供了更少的支持。关于这个问题的进一步讨论，请参考艾钦格林和哈顿（Eichengreen and Hatton，1988）或伯南克和吉姆斯（Bernanke and James，1991）。

㉚ 根据本文的参考文献可知，这篇文章题目为“*Nominal Wage Stickiness and Aggregate Supply in the Great Depression*”，也就是本书的第9章。但是本文参考的是该文发表之前的版本，本书第9章翻译的则是发表之后的版本，两者之间有些许不同之处——译者注。

㉛ 假设通货紧缩通过一个非工资的渠道，例如引致性金融危机，影响产出，并且名义工资数据相对有很多噪声（例如，它们反映的是官方工资率而不是实际支付的工资率），那么尽管工资不是这个传导机制的一部分，我们也可能发现计算出的实际工资和产出之间存在着负向关系。

产出和工资决定中的联立性偏误（simultaneity bias）。[32] 进行这些修正后，伯南克和卡瑞"更偏爱"的、描述他们的样本中的产出供给的方程如下（见表1—4第9项）[33]：

$$q = -0.600w + 0.673p + 0.540q_{-1} - 0.144PANIC - 0.69 - 05\ STRIKE \quad (2)$$
$$(3.84) \quad (5.10) \quad (7.66) \quad (5.79) \quad (3.60)$$

其中：

q、q_{-1} = 制造业产值的当前值和一阶滞后项（取对数）。

w = 名义工资指数（取对数）。

p = 批发价格指数（取对数）。

PANIC = 每年发生银行业恐慌的月数（参见前文或伯南克—吉姆斯（Bernanke-James，1991））除以12。

STRIKE = 由于工人罢工而损失的工作日数（每千个雇员）。

t统计量的绝对值在括号中给出。回归使用了1931—1936年的合并的横截面数据（pooled cross-sectional data），并且包括了时间虚拟变量和固定的国别效应（country effects）。国内（within-country）一阶序列相关的一致估计值 -0.066 是通过非线性最小二乘法得到的。

方程显示，银行业恐慌（PANIC）和罢工变量（STRIKE）对产出供给都有大而显著的影响，[34] 产出的一阶滞后项的系数表明，在任何给定的年份，产出向它的"目标"水平调整大约一半。最重要的是，名义工资的系数高度显著，而且大小近似等于价格水平的系数，符号相反，这和黏性工资假说隐含的意义一样。[35] 特别是，方程（2）还表明，那些名义工资对价格水平的变动调整相对缓慢的国家，其制造业产出的下降最剧烈。

---

[32] 下述方程（2）中使用的工具变量包括：总需求移动因子（aggregate demand shifters）、贸易加权的进口价格指数、金本位集团国家的贴现率，以及放弃金本位的国家的M1。另外，在回归中，银行业恐慌与罢工变量、名义工资和产出的滞后项被视为先决（predetermined）变量。

[33] 本书表9—4里并没有第9项，也就是说没有报出这里的方程（2），原因见注释30。另外，方程（2）中的最后一个系数 -0.69 -05 意思是 -0.69×10^{-5}——译者注。

[34] PANIC的系数表明一年的银行危机使产出下降约14%。STRIKE的系数表示的是罢工造成的产出损失与损失的工作小时数成比例时的情况。进一步的讨论可以参见伯南克和卡瑞（Bernanke and Carey，1994）的著作。

[35] 关于"工资和价格的系数大小相等，符号相反"这一点，在标准的显著水平上很容易被接受（p = 0.573）。

图1—1直观地说明了最后一点。它给出了五个金本位集团国家（比利时、法国、荷兰、波兰和瑞士）1935年的名义工资和产出。在这一时期，它们都奉行金本位制，而且1935年它们的批发价格水平相差不大，但是名义工资大相径庭。图1—1显示，法国和瑞士的名义工资显著地高于其他国家（事实上，自1929年起这些国家的名义工资几乎没有调整过），而它们的产出也显著较低。如果仅仅利用这五个点的数据，把产出的对数对常数项和名义工资的对数作回归，将会得到名义工资的系数为-0.628（t=-1.49）。

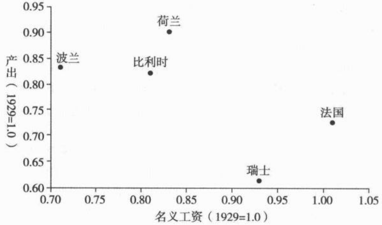


图1—1 金本位集团国家的产出与工资（1935年）

尽管伯南克和卡瑞（Bernanke and Carey，1994）在横截面数据上发现了黏性工资假说的证据，但是他们强调，在时间序列上的证据脆弱多了（回想一下，他们的回归里包含了年度时间虚拟变量（yearly time dummies），所以他们的结果完全是在各国横向比较的基础上得出的）。宽泛地说，用黏性工资来解释大萧条期间产出序列的变动行为，存在的问题是虽然在1929—1931年的低迷时期全世界的实际工资都迅速提高，但是在复苏时期，多数国家的实际工资并没有下降太多。事实上，在一些国家（比如美国），虽然实际工资在上升，但是经济恢复得十分强劲。伯南克和卡瑞指出，在他们的22个

样本国家中，虽然1936年的实际工资比1929年高出近20%，但是1936年的平均产出比1929年也高出近10%。[36] 一个也许能够调和横截面和时间序列的不同结果的解释是：随着大萧条慢慢过去，实际支付的工资相对于报告的工资或者官方工资率下降了，并且在各样本国家中，实际支付的工资与所报告的工资之比是相近的。

1.3 我们能够解释大萧条时期的名义调整失败吗？

我已经用两个一般的原因来解释两次大战之间，各国经济为什么没能对20世纪30年代初巨大的名义冲击作出调整：（1）非指数化的债务合约，通过它通货紧缩引起了财富的再分配与金融危机；（2）名义工资（也可能是成本结构中的其他要素）调整缓慢。从一个理论经济学家的观点来看，非中性的这两个来源有着重要的区别，即在发生未预见到的通货紧缩时，各当事人有动力重新协商名义工资（或价格）协议，但没有动力重新签订名义债务合约。尤其是，如果名义工资相对于劳动市场的均衡工资水平“太高”，[37] 以至于劳动力市场无法出清的话，那么雇主和工人（如果他们不想失业的话）应该都愿意接受一个较低的工资，或者通过其他手段使就业达到一个有效率的水平（Barro，1977）。相反，我们并没有假设未预见到的通货紧缩通过债务合约产生的财富再分配效应会被某种隐含的指数化或者事后重新订约抵消，这是因为大量的净债权人确实从通货紧缩中得到了好处，所以他们没有动力放弃这种既得利益。[38] 因此，名义工资

㊱ 理论上，这一结果可以用“在给定实际工资水平下，长期来看生产能力是增长的”来解释。但是伯南克和卡瑞估计发现，要调和产出和实际工资的变化行为，需要生产能力平均每年增长5.6%才行。

㊲ 意思就是说，如果名义工资“太高”，导致劳动力市场无法出清，无法达到均衡水平——译者注。

㊳ 文献中的规范模型，例如伯南克和戈特勒（Bernanke and Gertler，1990），通常会指出，尽管债务型通货紧缩会降低总产出和投资，但并不意味着这种情况是帕累托无效的（给定信息约束），因此债权人和债务人就没有动力修订债务合同。如果在伯南克—戈特勒模型的基础上假定生产或总需求存在外部性，那么债务型通货紧缩就意味着帕累托无效，但这种无效并不是通过双方修订合约就能简单地改善的。

（类似的还有价格）调整失败似乎和经济理性的假设不一致，而通货紧缩引致的金融危机却不和假设冲突（假定非指数化金融合约一开始就存在[39]）。

可能调和工资—价格黏性与经济理性的一个有趣的观点是金融合同的非指数化与债务型通货紧缩可能因为某些原因成为工资和其他价格调整缓慢的根源。这其中的联系最有可能是政治原因促成的，即随着通货紧缩的发展，金融危机的威胁和债务人的不满与日俱增，迫使政府干预经济，而这些干预措施会限制调整。以法国为例（从图 1—1 中可以发现，法国的调整非常缓慢），一位历史学家这样写道：

随着价格下跌，收入下滑，农民、店主、商人和工厂主纷纷破产，政府便根据过去的经验，出台了一系列复杂却不成熟的干预措施，以期通过对市场自由运作的干预来维持特定的既得经济环境[40]（Kemp，1972，p. 101）。

法国政府的干预主义措施包括：为了维持农民（一群政治势力强大的债务人）的名义收入，对农产品进口进行严格限制，并规定谷物的最低价格；为了提高价格和企业利润，政府支持企业组成卡特尔，同时实行进口保护；降低劳动供给的措施，包括遣返外国劳工，缩短每周工作时数。[41] 这些措施（可以和美国新政时期的举措等量齐观）趋向于阻碍工资和价格向下调整。

债务型通货紧缩也可能通过更严格的经济渠道对工资—价格产生影响。例如，在法国，重工业（比如钢铁行业）的规模在 20 世纪 20 年代急剧膨胀，从而给这些行业带来了沉重的债务负担。为了应付通货紧缩导致的财务危机，企业或者单独作战，或者相互联合，试图通过限制产出来提高价格，维持边际利润（Kemp 1972，pp. 89ff. ）。这

---

[39] 可以认为金融合约的非指数化是试图最小化事前交易成本的理性行为。如果预期货币当局会保持通货膨胀稳定（在金本位下这是一个合理的假设），那么这一策略就是合理的。

[40] 原文中“既得经济环境”这几个字是法语“situations acquises”——译者注。

[41] 当然，最明显的干预是通过贬值或者规定所有的名义求偿权（claims）价格必须下降来终结通货紧缩的。然而我们已经看到，在法国，人们普遍认为贬值是陷人混乱的先导，而标低债务和其他求偿权，除了管理起来很复杂之外，还会被认为是政治力量对合同神圣性的不可接受的侵犯。

种行为在现代企业组织理论中得到了预测和证实（例如参见 Chevalier and Scharfstein 1994）。

其他许多因素无疑也会造成名义量的不完全调整。在许多国家，工资和价格要么直接由政府控制（这样工资和价格的变动就反映了管理或法规的变动，而这通常是滞后的），要么高度政治化。法定的税费、关税是名义刚性的另一个根源（见克鲁斯尼（Crucini，1994）对关税的研究）。更复杂的是，分散经济（decentralized economies）无疑都要面对协调这一严重问题，包括内部协调以及与其他经济的协调，这是近年理论研究的一个重要课题（例如见 Cooper，1990）。

我确信和其他大萧条的问题一样，国际比较分析最有可能增强我们对于名义调整不完全的根源的理解。但在比较分析中还需要加入政治和制度变量，比如工会成员占工人总数的比例，工人、农民和工厂主等在立法机构中的比例，政府雇员占劳动力总数的比例等等。通过历史方法和案例分析方法来比较不同国家的政府对通货紧缩的反应，可能也有助于定性地解释价格下降对各国经济造成的破坏的差异。

1.4 结论

从方法论上看，近来对大萧条的研究的主要贡献是把样本从美国扩展到多个国家。通过对大量国家的比较研究，使我们能更好地确定20世纪30年代促进全球进入萧条的原因。尤其是关于货币紧缩是大萧条的一个重要原因，以及货币再膨胀是经济恢复的主导因素的证据，得到的极大的加强。

在经济的总供给方面，我们已经从两次大战之间汲取了很多东西，并且在未来会汲取更多。其中一个关键的结论是，如果财富的再分配能引发系统性的财务危机，那么它对总供给会产生影响。我们已有证据表明名义工资的不完全调整是导致货币非中性的因素。要理解后一个现象，可能需要从更宽泛的角度思考问题，即不但要考虑经济因素，而且还要考虑政治因素。

附录：数据来源

制造业产值数据来自国际联盟（League of Nations，1945）。工资和就业数据来自国际劳工组织（International Labour Organization）出版的各期《劳动统计年报》（*Year Book of Labor Statistics*）。构造货币基础所使用的商业银行准备金数据来自各期国际联盟的Ⅱ. A 经济与金融系列：《货币与银行》（Ⅱ. A Economics and Financial Series：*Money and Banking*）。美国的货币数据来自弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）以及美联储理事会（Board of Governors，1943）。其他数据来自各期国际联盟的《统计年鉴》（*Statistical Year Book*）和《月度统计公告》（*Monthly Bulletin of Statistics*）。

所有的数据都是年度数据，并且尽量收集以下 26 个国家的数据：澳大利亚、阿根廷、奥地利、比利时、加拿大、捷克斯洛伐克、丹麦、爱沙尼亚、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、意大利、日本、拉脱维亚、荷兰、挪威、新西兰、波兰、罗马尼亚、瑞典、西班牙、瑞士、英国和美国。

各变量的可得性描述如下。数据集中包括的国家是基于其关键变量（尤其是产出和价格）的可得性。

数据可得性

制造业产值：所有国家，1936 年西班牙的数据除外。阿根廷的工业产值来自索普（Thorp，1984）。

批发价格：所有国家。

流通中的货币和票据：所有国家。

商业银行存款：所有国家，1936 年希腊和西班牙的数据除外。

名义工资：所有国家，芬兰、希腊、罗马尼亚、西班牙的数据除外。

就业量：所有国家，1930 年奥地利、比利时、捷克斯洛伐克、希腊、西班牙和丹麦的数据除外。

贴现率：所有国家，阿根廷和瑞士的数据除外。

汇率（兑法国法郎）：所有国家的数据。

出口量：所有国家，1936 年阿根廷和西班牙的数据除外。

进口量：所有国家，1936 年爱沙尼亚、芬兰、希腊和西班牙的数据除外。

股价指数：奥地利、比利时、加拿大、捷克斯洛伐克、丹麦、法国、德国、匈牙利、意大利、荷兰、挪威、瑞典、西班牙、瑞士、英国和美国的数据可用。

参考文献

Barro, Robert J. "Long-term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics* 3(1977),305–16.

Bernanke, Ben. "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression." *American Economic Review* 73 (June 1983),257–76.

Bernanke, Ben, and Kevin Carey. "Nominal Wage Stickiness and Aggregate Supply in the Great Depression." Unpublished, Princeton University, January 1994.

Bernanke, Ben, and Mark Gertler. "Financial Fragility and Economic Performance." *Quarterly Journal of Economics* 105 (February 1990), 87–114.

Bernanke, Ben, and Harold James. "The Gold Standard, Deflation, and Financial Crisis in the Great Depression: An International Comparison." In R. G. Hubbard, ed., *Financial Markets and Financial Crises*, Chicago: University of Chicago Press, 1991.

Board of Governors of the Federal Reserve System. *Banking and Monetary Statistics*. Washington: National Capital Press, 1943.

Calomiris, Charles W. "Financial Factors in the Depression." *Journal of Economic Perspectives* 7(Spring 1993),61–86.

Campa, Jose Manuel. "Exchange Rates and Economic Recovery in the 1930s: An Extension to Latin America." *Journal of Economic History* 50 (September 1990), 677 – 82.

Cecchetti, Stephen G. "Prices during the Great Depression: Was the Deflation of 1930—1932 Really Unanticipated?" *American Economic Review* 82 (March 1992), 141 – 56.

Chevalier, Judith A., and David S. Scharfstein. "Capital Market Imperfections and Countercyclical Markups: Theory and Evidence." National Bureau of Economic Research working paper no. 4614. January 1994.

Choudhri, Ehsan U., and Levis A. Kochin. "The Exchange Rate and the International Transmission of Business Cycle Disturbances: Some Evidence from the Great Depression." *Journal of Money, Credit, and Banking* 12 (1980), 565 – 74.

Cooper, Russell. "Predetermined Wages and Prices and the Impact of Expansionary Government Policy." *Review of Economic Studies* 57 (1990), 205 – 14.

Crucini, Mario. "Sources of Variation in Real Tariff Rates: The United States, 1900—1940." *American Economic Review* 84 (June 1994), 732 – 43.

Diamond, Douglas W., and Philip H. Dybvig. "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity." *Journal of Political Economy* 91 (June 1983), 401 – 19.

Eichengreen, Barry. "Central Bank Cooperation under the Interwar Gold Standard." *Explorations in Economic History* 21 (1984), 64 – 87.

——. *Golden Fetters: The Gold Standard and the Great Depression, 1919 – 1939*. New York: Oxford University Press, 1992.

——. "Central Bank Cooperation and Exchange Rate Commitments: The Classical and Interwar Gold Standards Compared." *Financial History Review* (forthcoming).

Eichengreen, Barry, and Richard Grossman. "Debt Deflation and Financial Instability: Two Historical Explorations." Unpublished, University of California at Berkeley, June 1994.

Eichengreen, Barry, and Timothy J. Hatton. "Interwar Unemployment in International Perspective: An Overview." In Eichengreen, B. and Hatton, T., eds., *Interwar Unemployment in International Perspective*. London: Kluwer Academic Publishers, 1988.

Eichengreen, Barry, and Jeffrey Sachs. "Exchange Rates and Economic Recovery in the 1930s." *Journal of Economic History* 45 (1985), 925–46.

——. "Competitive Devaluation and the Great Depression: A Theoretical Reassessment." *Economics Letters* 22 (1986), 67–71.

Eichengreen, Barry, and Marc Uzan. "The 1933 World Economic Conference as an Instance of Failed International Cooperations." In Peter B. Evans et al., eds., *Double-Edged Diplomacy*, Berkeley, Calif.: University of California Press, 1993.

Evans, Martin, and Paul Wachtel. "Were Price Changes during the Great Depression Anticipated? Evidence from Nomical Interest Rates." *Journal of Monetary Economics* 32 (August 1993), 3–34.

Fisher, Irving. "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions." *Econometrica* 1 (October 1933), 337–57.

Friedman, Milton, and Anna J. Schwartz. *A Monetary History of the United States*, 1867–1960. Princeton: Princeton University Press, 1963.

Gordon, Robert J., and James Wilcox. "Monetarist Interpretations of the Great Depression: Evaluation and Critique." In Karl Brunner, ed., *The Great Depression Revisited*. Boston: Martinus Nijhoff, 1981, 49–107.

Green, Susan J., and Charles H. Whiteman. "A New Look at Old Evidence On 'Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression'." University of Iowa, April 1992.

Grossman, Richard S. "The Shoe That Didn't Drop: Explaining Banking

Stability during the Great Depression." Wesleyan University, March 1993.

Hamilton, James D. "Monetary Factors in the Great Depression." *Journal of Monetary Economics* 19(1987), 145-69.

——. "The Role of the International Gold Standard in Propagating the Great Depression." *Contemporary Policy Issues* 6(1988), 67-89.

——. "Was the Deflation during the Great Depression Anticipated? Evidence from the Commodity Futures Market." *American Economic Review* 82(March 1992), 157-78.

Kemp, Tom. *The French Economy*, 1913-39: *The History of a Decline*. London: Longman Group, 1972.

Kiyotaki, Nobu, and John H. Moore. "Credit Cycles." Unpublished, University of Minnesota and LSE, March 1993.

League of Nations. *Industrialization and Foreign Trade*. Geneva, 1945.

Mishkin, Frederic S. "The Household Balance Sheet and the Great Depression." *Journal of Economic History* 38 (December 1978), 918-37.

Nurkse, Ragnar (with W. A. Brown, Jr.). *International Currency Experience: Lessons of the Inter-War Period*. Princeton, N. J.: Princeton University Press for the League of Nations, 1944.

Romer, Christina. "the Nation in Depression." *Journal of Economic Perspectives* 7(Spring 1993), 19-40.

Sumner, Scott. "The Equilibrium Approach to Discretionary Monetary Policy under an International Gold Standard: 1926—1932." *The Manchester School of Economic Studies* (December 1991), 378-94.

Temin, Peter. *Did Monetary Forces Cause the Great Depression?* New York: W. W. Norton, 1976.

——. *Lessons from the Great Depression*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1989.

——. "Transmission of the Great Depression." *Journal of Economic*

Perspectives 7 (Spring 1993), 87 – 102.

Thorp, Rosemary, ed. *Latin America in the* 1930*s*: *The Role of the Periphery in the World Crisis*. New York: St. Martin's Press, 1984.

第二部分

货币和金融市场

第 2 章

金融危机在大萧条传播过程中的非货币影响*

1930 年到 1933 年是美国历史上金融系统最困难和最混乱的时期。1933 年 3 月，在瘫痪的银行体系（还有其他许多中介机构和市场）中，银行破产风潮达到顶峰。另一方面，违约和破产比例很高，影响了除联邦政府之外的所有借款者。

这场影响广泛的金融危机——更准确地说是银行破产——的一个有趣特征是，它和宏观经济不景气在时间上同步发生。① 值得注意的是，第一次银行危机的爆发（1930 年 11 月到 12 月）使得美国从

* 经《美国经济评论》（*American Economic Review*），vol. 73（June 1983）授权使用。
我从很多学者那里得到了有益的评论，不能在此一一列举，我对他们中的每一位都表示衷心的感谢。国家科学基金（The National Science Foundation）提供了部分研究赞助。

① 详见下文第 2.1.3 部分和第 2.4 节。

1929—1930 年衰退[②]中实现复苏的努力付诸东流；1931 年年中的金融恐慌使初露端倪的经济复苏退化成一场新的衰退。在 1933 年 3 月实行银行“休假”（Bank “Holiday”）时，整个经济和金融体系分别陷入谷底。随着 1933—1935 年新政重建金融系统，经济才从大萧条中缓慢地恢复过来。

对这种同步波动关系的一种可能解释是：金融系统只是简单地对总产出的下滑作出反应，而没有反馈。这与金融系统的问题往往趋向于导致产出下降这一事实相矛盾；同时很多学者也记述了一些与美国产出水平下滑无关的、导致金融恐慌的因素（参见 2.4）。

在强调金融系统问题导致产出下降这种反向因果关系的理论中，最有名的一种是弗里德曼和舒瓦茨提出的。他们着眼于银行面临的困境，指出它通过两种途径加重了整体经济收缩：首先，通过减少银行股东的财富；其次，也是更重要的一点，通过引起货币供给的急剧下降。这对货币主义的观点是一个更有力的支持。然而，这并不能完全解释 20 世纪 30 年代金融部门和总产出之间的联系，因为，一方面，尚没有能够解释长期非中性（protracted nonneutrality）的、关于货币对真实经济的影响的理论；另一方面，当时货币供给的下降在数量上似乎不足以解释随后的产出下滑（同样参见 2.4）。

本文在弗里德曼和舒瓦茨研究的基础上，考察金融危机影响产出的第三种可能途径，我们这里说的金融危机包括债务人、银行及其他贷款人的破产。基本前提如下：由于金融债权（financial claims）市场的不完善，为了把借款人和贷款人联系起来，需要提供重要的做市（market-making）和信息搜集服务。正如我试图证明的那样，1930—1933 年的混乱降低了整个金融部门提供这些服务的效率。随着中介行为（intermediation）的实际成本提高，一些借款者（特别是家庭、农民和小公司）发现信贷变得昂贵而难以获得。1929—1930 年的衰

---

② 本文并没有讨论导致 1929—1930 年最初的衰退的原因。米尔顿·弗里德曼和安娜·舒瓦茨（Milton Friedman and Anna Schwartz，1963）强调了联邦储备系统实行的“反投机”的紧缩性货币政策的重要性。其他学者，如彼特·泰明（Peter Temin，1976）则指出了自主性支出的作用。

退尽管比较严重，但还不算是前所未有的，然而这种信贷紧缩对总需求的影响使其最终变成了一次长期的萧条。

首先需要指出，我的理论并没有为大萧条提供一种完整的解释（例如根本没有涉及 1929—1930 年的情况）；同样，它也不一定要同现有的理论不一致。[③] 然而，它确实具有以下几个优点：首先，它似乎能够（以一种不同于现有理论的方式）解释这场萧条不同寻常的深度和持久性；其次，它不需要假定单个的经济参与者有明显的非理性行为。鉴于如何协调好大萧条中明显存在的无效率与个人理性假定之间的关系仍然是宏观经济学中一个悬而未决的前沿问题，这两个优点就足以促使人们认真地考虑这一理论。

在正式的经济学文献中似乎都没有提出本文所涉及的理论。[④] 莱斯特·钱德勒（Lester Chandler，1970，1971）对一般金融危机的历史讨论是迄今最好的文献，但是，他没能深入揭示出金融危机与宏观经济表现之间的联系。从欧文·费雪（1933）和 A·G·哈特（A. G. Hart，1938）的研究开始，出现了一系列有关内在债务（inside debt）[⑤] 对宏观经济的影响的文献；最近弗雷德里克·米什金（Frederic Mishkin，1978）发表了一篇有意思的论文，它强调了家庭的资产负债表和流动性问题。本杰明·弗里德曼（1981）论述了信贷和总体经济活动（aggregate activity）之间的关系。海曼·明斯基（Hyman Minsky，1977）和查尔斯·金德伯格（Charles Kindleberger，1978）在几个地方讨论了金融系统的内在不稳定性，但是这样做就不得不放弃理性经济行为的假定。[⑥] 上述作者都没有强调金融危机对信贷中介实际成本的影响，而这正是本文关注的焦点。

全文结构如下：第 2.1 节记述一些有关 1930—1933 年金融危机

③ 参见卡尔·布朗纳（Karl Brunner，1981）对当前有关大萧条理论的评述，也可以参见卢卡斯（Lucas，1981）收录的罗伯特·卢卡斯（Robert Lucas）和莱昂纳多·拉平（Leonard Rapping）的论文。

④ 对最近的一些研究来说更是如此，这些研究倾向于忽视金融危机的非货币性影响；早期的学者又经常将金融崩溃的破坏性作用看成是理所当然的。

⑤ 参见第 1 章注释 26——译者注。

⑥ 我不否认非理性行为（irrationality）在经济生活中可能有重要作用，然而最好的研究方法似乎应该是尽量坚持理性人的假定。

的背景情况、它的根源、它与总产出波动之间的一致性。第 2.2 节开始论述本文的主要观点，解释为什么银行挤兑和大量的违约行为会降低金融部门发挥中介功能的效率，并列出了一些这方面的证据。

第 2.3 节讨论了金融效率低下影响产出的几种可能的渠道。第 2.4 节报出简化形式的估计结果，这些结果说明，用我的理论增加一种纯货币的分析方法，能够明显提高对短期中金融部门与产出关系的解释能力。第 2.5 节考察这些影响的持久性。

在第 2.6 节简要地讨论了不同国家金融部门与总产出之间的关系。第 2.7 节总结全文。

2.1 金融崩溃：一些背景材料

早期的学者已经详细讨论过 1930 年 10 月到 1933 年 3 月美国金融系统所面临的困境，[7] 不过，在这里扼要地描述一下主要事实还是十分有益的。有了这些背景知识，我们就可以把注意力转向本文所要讨论的更核心的问题。

金融崩溃的两个主要表现是公众对金融机构，特别是对商业银行信心的丧失以及债务人普遍破产。我将分别简要讨论，并指出它们与总产出波动的关系。

2.1.1 金融机构的倒闭

20 世纪 30 年代，大部分金融机构——即便像联合股份地产银行（Joint Stock Land Banks）这样的半公共机构——都面临着巨大的压力。其中的一些机构，如保险公司和互助储蓄银行（mutual saving banks）千方百计地勉强维持正常经营。而另外一些机构，如建房贷款机构（building-and-loan）在经营上则受到了很大阻碍（尽管它们

⑦ 这一方面的内容可以特别参见钱德勒（Chandler，1970，1971）、弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz）。

能限制存款人提前支取，但仍然大量破产）。[8] 然而，商业银行面临的问题是最重要的，这既是由于它们数量众多，也是因为它们在金融系统中所发挥的核心作用。[9]

研究大萧条的学者们都非常清楚，当时银行危机极端严重。从1930年到1933年，每年银行倒闭的比例分别为5.6%、10.5%、7.8%和12.9%。由于破产和兼并，到1933年年底，仍在坚持经营的银行只有1929年的一半多一点。[10] 幸存下来的银行也都损失惨重、苟延残喘。

我们需要结合历史背景才能最好地理解造成银行崩溃的根源。首先需要澄清的是，在大萧条期间，银行倒闭屡见不鲜。美国的银行系统主要由很多小型的独立银行构成，因而总是特别脆弱（像英国、法国和加拿大那些只有几家大银行的国家，就从来没发生过像美国这样大规模的银行危机）。在美国，小银行的主导地位很大程度上是由监管环境造成的，它反映了公众对大银行和"托拉斯"的担心。在各州和联邦，限制银行开设分支机构的法律多如牛毛。州银行和联邦银行系统争夺成员银行的竞争也会使进入银行业的法律门槛降得很低。[11] 在这种环境下，出现大量银行破产也不算出乎意外，甚至可能是值得的。由于"自然原因"（如20世纪20年代导致很多小型农业银行建立的农业萧条）而导致的银行破产不胜枚举。[12]

但是，除了一些小银行缺乏生存能力这一原因之外，从历史上来看，美国的银行系统还受到另一个更加有害的因素的威胁，那就是金融恐慌。银行持有的负债主要是价格固定的、可随时支取的债务

---

⑧ 哈特（Hart）描述了建房贷款机构所面临的困难。另一个特别的方面是邮政储蓄系统（Postal Saving System）给住宅贷款人所带来的额外压力，具体可以参见莫林·奥哈拉和戴维·伊斯利（Maureen O'Hara and David Easley，1979）。

⑨ 根据雷蒙·戈德史密斯（Raymond Goldsmith，1978）的研究结果，从广义上来看，在1929年商业银行约持有整个金融中介机构资产总额的39.6%。参见他的表格11。

⑩ 根据西里尔·厄本和埃德温·莱姆克（Cyril Upham and Edwin Lamke，1934，p.247），由于小银行更容易倒闭，暂停营业的银行所占的存款比例有些偏小。存款人最终得到的赔偿比例大约是75%。参见弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，p.438）。

⑪ 本杰明·克莱贝纳（Benjamin Klebaner，1974）较好地简要回顾了美国商业银行的发展历史。

⑫ 厄本和莱姆克（Upham and Lamke，p.247）指出，在20世纪20年代，每年营业的银行中，差不多有2%~3%破产。

(即活期存款)，而银行持有的很多资产却是高度非流动性的。这就可能导致一种不好的预期均衡（expectional equilibrium)，即对银行的“挤兑”。在银行挤兑中，对银行倒闭的担忧促使存款人提前支取存款，这反过来又迫使银行变现资产。这种匆忙变现，或是当其他银行也在变现的时候在市场上大量抛售资产，都可能会使银行损失惨重，从而导致银行倒闭。这样，对银行破产的预期就通过挤兑机制自我实现（self-fulfilling）了。⑬

一个引人注意的问题是，当其他可供选择的工具可能会降低或防范挤兑风险时，银行为何还要依赖固定价格的活期存款。⑭ 弗里德曼和舒瓦茨给出了一种解释。他们指出，在1913年建立联邦储备体系之前，通常是采用暂停将银行存款兑换成货币的办法来抑制恐慌的。这种措施一般是由被称为票据交换所（clearinghouse）的城市银行组成的松散组织发起的，它使银行不需要草率地变现资产，从而缓解挤兑带来的风险。只要采用这种暂停兑换的措施，使用活期存款带来的不稳定性就相对非常小。⑮

然而，根据弗里德曼和舒瓦茨的观点，随着联邦储备体系的建立，这种基本稳定的制度安排被破坏了。尽管联邦储备体系并没有制定专门的规定反对暂停兑换，票据交换所却认为这一新设机构减轻了它们对防止挤兑所负的责任。不幸的是，事实证明联邦储备系统不能够也不愿意承担这种责任。

从第一次世界大战一直到1930年都没有发生严重的银行挤兑，但在1930—1932年间，来自世界各地的关于金融业的不利消息多如牛毛，恰如火药桶周围的点点火星，随时可能引发危机。很明显，挤兑是当时银行困境的一个重要方面。当时的报道提供了一些有关迹象，包括对引起挤兑的特定事件的描述。同样值得注意的是，银行破

---

⑬ 道格拉斯·戴蒙德和菲利普·迪布维格（Douglas Diamond and Philip Dybvig, 1981）正式讨论了这一问题。关于挤兑现象的另一个分析可以参见罗伯特·弗拉德和彼特·加伯（Robert Flood and Peter Garber, 1981）。

⑭ 例如，一些权益类工具（equity-like instruments），像现代货币市场共同基金（money-market mutual funds）所使用的那些，可以作为交易媒介。参见肯尼斯·科恩（Kenneth Cone, 1982）。

⑮ 戴蒙德和迪布维格通过规范的方法得出了这一结论，并提出了一些意见。

产倾向于在很短的时间内爆发，而不是以渐进的方式进行的（参见表2—1 第2列有关倒闭银行存款额的月度数据）。直到1932 年年底和1933 年年初，政府的介入作用开始变得明显的时候，问题才得到遏制。

那么，我们可以看出，20 世纪 30 年代早期的这场银行危机在规模上和挤兑造成的危险程度上都与以往的情况截然不同。结果不仅仅是小银行，而是几乎整个银行系统的行为都受到了不利影响。正如下文所要指出的那样，银行经营者对挤兑的担忧对宏观经济有着重要的影响。

2.1.2 违约和破产

金融危机的第二个主要表现就是债务人的普遍破产（目前历史学家们忽略了这一点）。鉴于债务合同都是以名义价格签订的，[16] 价格和货币收入的长期下降极大地提高了债务负担。埃文斯·克拉克（Evans Clark，1933）表明，债务本息（debt service）占国民收入的比重从1929 年的9%上升到了1932—1933 年的19.8%。由此产生的高违约率使借款人和贷款人都陷入了困境。

"债务危机"影响了所有的经济部门。例如，在大萧条开始之时，所有的住宅中大约一半都被抵押了。1934 年1 月1 日的《城市住宅金融调查》(*Financial Survey of Urban Housing*)（被哈特（Hart）引用）指出：

> 在被调查的22 个城市中，自有房屋抵押贷款的违约比例均超过了21%（佛吉尼亚雷蒙德的数据）；在超过一半的城市中这一数据超过了38%；在印第安纳波利斯和亚拉巴马州的伯明翰这两个城市这一数据分别达到了50%到60%；在克里夫兰（Cleveland）达到了62%。对出租房屋来说，这一比例还要稍微高一些。(p. 164)

由于食品价格长期低迷，农民的处境比房主更加困难。1933 年年初，美国所有农场中，45%的农场主无力偿还债务，他们持有了农

[16] 在20 世纪30 年代的通货紧缩中，银行没有签订指数化债务合约（indexed debt）（这和20 世纪70 年代通货紧缩的情况一样）的原因至今仍不得而知。

场抵押贷款价值的 52%（Hart，p. 138）。许多试图为失业者提供救济的州和地方政府在偿还债务方面也捉襟见肘：1934 年 3 月，在人口数超过 30 000 的 310 个城市中，有 31 个城市以及 3 个州都出现了违约现象（Hart，p. 225）。

在商业部门，财务危机（financial distress）⑰ 的影响十分不均衡。总体来看，公司的税前利润在 1931 年和 1932 年均为负；从 1930 年到 1933 年，公司的税后留存收益（after-tax retained earnings）都为负（Chandler，1971，p. 102）。但是在这段时期内，那些资产超过 5 000 万美元的公司仍然保持了正的利润水平，那些较小的公司则承担了危机的冲击。所罗门·法布里肯特（Solomon Fabricant，1935）指出，仅仅在 1932 年，资产在 50 000 美元及以下的公司的损失就达到了总资本额的 33%。对资产在 50 000 ~ 100 000 美元之间的公司，这一数字为 14%。结果小公司破产率居高不下。

虽然 20 世纪 30 年代的通货紧缩异常漫长，但在 1921 年到 1922 年间也曾经出现过类似的情况，不过那时并没有引起大规模的破产。大萧条问题的严重性不仅仅源于通货紧缩的严重程度，它还与 20 世纪 20 年代内在债务大规模的毫无限制扩张有关。查尔斯·佩森斯（Charles Persons）在 1930 年的一篇文章中考察了大萧条之前信贷扩张的情况。他指出，公开发行的公司债券和票据从 1920 年的 261 亿美元增长到了 1928 年的 471 亿美元，同一时期，非联邦公开证券（non-federal public securities）的发行量从 118 亿美元增加到了 336 亿美元（这可以与 1929 年 868 亿的国民收入相媲美了）。更加值得注意的是，在 20 世纪 20 年代，像家庭和非法人企业（unincorporated business）⑱ 这样的小借款人的债务急剧增长。例如，城市房地产抵押债券（urban real estate mortgage）的未清偿价值从 1920 年的 110 亿美元增加到 1929 年的 279 亿美元，消费者分期付款债务（consumer installment debt）的增长反映了主要耐用消费品开始进入大众市场。

---

⑰ 参见第 1 章注释㉑——译者注。

⑱ “unincorporated business” 指未注册为法人团体的企业，还可以翻译为“非责任有限公司”，“非公司型企业”等——译者注。

和银行危机一样，20 世纪 30 年代发生的这场债务危机并不新鲜，但它在严重性和普遍性方面都与过去迥然不同。

2.1.3 金融危机与宏观经济活动之间的联系

弗里德曼和舒瓦茨以及其他学者都注意到了金融危机（尤其是银行破产）发展的各个阶段与实际产出变动之间的紧密联系。表 2—1 中的月度数据可以使我们对这一联系有一个大概的了解，其中第 1 列是实际工业产值的一个指数，第 2 列是破产银行的名义负债，第 3 列是非银行商业企业的名义负债额。

表 2—1　　1929 年 7 月到 1933 年 3 月的宏观经济数据

月　份	IP	Banks	Fails	ΔL/PI	L/DEP	DIF
1929 年 7 月	114	60.8	32.4	0.163	0.851	2.31
8 月	114	6.7	33.7	0.007	0.855	2.33
9 月	112	9.7	34.1	0.079	0.860	2.33
10 月	110	12.5	31.3	0.177	0.865	2.50
11 月	105	22.3	52.0	0.121	0.854	2.68
12 月	100	15.5	62.5	−0.214	0.851	2.59
1930 年 1 月	100	26.5	61.2	−0.228	0.837	2.49
2 月	100	32.4	51.3	−0.102	0.834	2.48
3 月	98	23.2	56.8	0.076	0.835	2.44
4 月	98	31.9	49.1	0.058	0.826	2.33
5 月	96	19.4	55.5	−0.028	0.820	2.41
6 月	93	57.9	63.1	0.085	0.818	2.53
7 月	89	29.8	29.8	−0.055	0.802	2.52
8 月	86	22.8	49.2	−0.027	0.800	2.47
9 月	85	21.6	46.7	0.008	0.799	2.41
10 月	83	19.7	56.3	−0.010	0.791	2.73

续表

月　份	IP	Banks	Fails	ΔL/PI	L/DEP	DIF
11 月	81	179.9	55.3	−0.067	0.777	3.06
12 月	79	372.1	83.7	−0.144	0.775	3.49
1931 年 1 月	78	75.7	94.6	−0.187	0.763	3.21
2 月	79	34.2	59.6	−0.144	0.747	3.08
3 月	80	34.3	60.4	−0.043	0.738	3.17
4 月	80	41.7	50.9	−0.104	0.722	3.45
5 月	80	43.2	53.4	−0.133	0.706	3.99
6 月	77	190.5	51.7	−0.120	0.707	4.23
7 月	76	40.7	61.0	−0.013	0.704	3.93
8 月	73	180.0	53.0	−0.103	0.706	4.29
9 月	70	233.5	47.3	−0.050	0.713	4.82
10 月	68	471.4	70.7	−0.310	0.716	5.41
11 月	67	67.9	60.7	−0.101	0.726	5.30
12 月	66	277.1	73.2	−0.120	0.732	6.49
1932 年 1 月	64	218.9	96.9	−0.117	0.745	4.87
2 月	63	51.7	84.9	−0.138	0.757	4.76
3 月	62	10.9	93.8	−0.183	0.744	4.91
4 月	58	31.6	101.1	−0.225	0.718	6.78
5 月	56	34.4	83.8	−0.154	0.696	7.87
6 月	54	132.7	76.9	−0.170	0.689	7.93
7 月	53	48.7	87.2	−0.219	0.677	7.21
8 月	54	29.5	77.0	−0.130	0.662	4.77
9 月	58	13.5	56.1	−0.091	0.641	4.19
10 月	60	20.1	52.9	−0.095	0.623	4.44

续表

月　份	IP	Banks	Fails	ΔL/PI	L/DEP	DIF
11月	59	43.3	53.6	-0.133	0.602	4.79
12月	58	70.9	64.2	-0.039	0.596	5.07
1933年1月	58	133.1	79.1	-0.139	0.576	4.79
2月	57	62.2	65.6	-0.059	0.583	4.09
3月	54	3276.3*	48.5	-0.767*	0.607*	4.03

注：IP＝经过季节调整的工业产值指数，1935—1939年数据＝100；数据来源：《联邦储备公告》(*Federal Reserve Bulletin*)。

Banks＝倒闭银行的存款数额（单位：百万美元）。数据来源：《联邦储备公告》。

Fails＝倒闭的商业公司的负债（单位：百万美元）。数据来源：《当前商业调查》(*Survey of Current Business*)。

ΔL/PI 商业银行贷款的净增量对个人月收入的比率。数据来源：《银行和货币统计》(*Banking and Monetary Statistics*) 和《国民收入》(*National Income*)。

L/DEP＝未清偿贷款与活期、定期存款之和的比率（来自每周都报告数据的银行）。数据来源：《银行和货币统计》。

DIF＝Baa级公司债券和美国长期政府债券的收益率之差（以百分点衡量）。数据来源：《银行和货币统计》。

*1933年3月宣布实行银行休假。

表中的工业产值数据说明，美国从1929年开始出现了衰退。到1930年后期，尽管这种衰退十分严重，但仍然与1920—1922年间的衰退规模相当。随着衰退速度开始减慢，人们很自然地认为经济会像1922年那样迅速地实现复苏。

然而，随着第一次银行危机的爆发，出现了弗里德曼和舒瓦茨所说的“紧缩特点发生变化”(p. 311)。美国经济刚有复苏的端倪，就被1931年6月再次出现的银行倒闭拖进了新的深渊。

随后就是整个经济和金融系统效益的长期下滑。1932年年初，银行的处境终于稳定下来，随后不久，非银行机构的破产就达到了顶峰，在1932年8月份出现了一丝经济恢复的迹象，但几个月后就消

失了。[19] 1933 年 3 月，金融系统和整个经济都到达谷底。银行休假之后采取的措施结束了银行挤兑，并大大减轻了债务负担，同时总产出开始复苏，并且一直持续到 1937 年。

对金融部门的状况和整个经济之间关系的最重要的解释是由弗里德曼和舒瓦茨提出的，他们强调了金融危机对货币供给的影响。我同意货币是 1930—1933 年危机的一个重要因素，但是鉴于本书序中所提到的保留意见，我怀疑它能否完全解释金融部门和总产出之间的关系。这促使我开始研究金融危机可能发挥作用的非货币渠道。

2.2 危机对信贷中介成本的影响

本文假定，1930 年到 1933 年的金融危机除了通过货币供给发挥作用外，还通过降低某些金融服务（主要是信贷中介）的质量来影响宏观经济。其论证过程分两步：首先必须证明，银行危机和债务危机导致的金融部门的混乱，提高了联系贷款人和特定借款人的中介服务的实际成本。其次需要将这种较高的中介成本与总产出下降联系起来。我们在此首先进行第一步，第二步留至第 3 ~ 第 5 部分。

为了讨论金融部门提供服务的质量，首先必须描述一下金融部门真正应该提供的服务。对这些服务的详细描述与选择何种经济模型有关。对于尤金·法玛（Eugene Fama，1980）描述的那种经济——金融市场是完全的，信息/交易费用可以忽略不计——我们显然不感兴趣。在那种经济中，银行和其他中介机构只是投资组合的被动持有者。由于存款人可以通过调整个人投资组合来抵消银行任何行为的影响，因此银行对资产组合的选择或者银行系统的规模都不起任何作用。[20]

---

⑲ 从表 2—1 来看，这次复苏的失败似乎与金融部门的困境无关。然而，当时的报道却表明 1932 年末和 1933 年年初的银行危机（这一危机在“银行休假”之后结束）事实上相当严重。参见苏珊·肯尼迪（Susan Kennedy，1973）。当时报道的银行破产比例相对较低，可能是政府延期支付、对提前支取的限制以及其他干预所造成的假象。

⑳ 需要注意，弗里德曼和舒瓦茨所强调的现象——银行系统收缩对交易媒介和实际产出的影响——在完全市场模型中也不可能存在。

作为对法玛的完全市场（complete-market）的补充，我们考虑下面这种程式化的经济模型。假定储蓄者可以通过多种方式将资源在现在与未来之间进行转换，如持有不动产、按照确定的价格购买政府或公司债券。储蓄者的一种选择是将手中的资源借给银行系统，银行也有许多不同的资产可供选择。但是，假定银行擅长贷款给特殊的小借款人，这些借款人的债务数量不足以进行公开交易（这里我们放弃了完全市场的假定）。

为了简单起见，假定接受银行贷款的小借款人可分为两种极端的类型——“优良”的借款人和“不良”的借款人。优良借款人希望得到贷款，以便进行个人的投资项目。假定这些项目产生的随机收益服从某个分布，其均值总是超过投资的社会机会成本。如果风险是非系统风险的话，从整个社会来看，贷款给优良借款人就是合意的。不良借款人总是试图表现得像优良借款人，但事实上他们并没有“投资项目”。假定他们会将获得的贷款全部浪费在奢侈消费上然后赖账不还，那么从整个社会来看，贷款给不良借款人就是不合意的。

在本文的模型中，银行系统提供的真正服务是将优良借款人和不良借款人区分开来。[21] 对竞争性的银行系统而言，我将信贷中介成本（cost of credit intermediation，CCI）定义为将资金从最终存款人/贷款人手中引导到优良借款人手中所花费的成本，其中包括甄别成本、监督成本、会计成本以及不良借款人所造成的期望损失。银行被认为应该采用那些能最小化 CCI 的操作程序，这可以通过以下几种方法来实现：完善评价潜在借款人资质的技术、与客户建立长期的关系，以及设计能够激励潜在借款人以有利的方式进行自我选择（slef-select）的贷款条件。[22]

给定这一简单的模型，我将描述金融危机的两个主要表现对信贷配置过程效率的影响。

㉑ 为了集中分析信贷中介服务，我忽略了银行所提供的交易和其他服务。

㉒ 参见德怀特·贾斐和托玛斯·拉塞尔（Dwigh Jaffee and Thomas Russell，1976）、约瑟夫·斯蒂格里茨和安德鲁·韦斯（Joseph Stiglitz and Andrew Weiss，1981）关于银行激励潜在借款人选择有利行为的方法。

2.2.1 银行危机对信贷中介成本的影响

1930—1933 年的银行问题给信贷流动渠道造成了大量意外的变动，从而扰乱了信贷配置的过程。对挤兑的担心导致存款人大规模地提前支取存款，这使政府预防性地提高了准备金/存款比率，同时银行也增加了对流动性高或者可再贴现资产的需求。这些因素与实际出现的银行破产现象共同导致了银行系统的信贷中介作用的萎缩。[23] 银行系统的一些信贷业务逐渐被其他信贷渠道所取代（见下文）。然而，由于银行多年来积累了大量的经验、信息和客户关系，这种迅速脱离银行系统的借贷行为无疑会损害金融效率，并提高信贷中介成本。[24]

如果能够直接地衡量信贷中介成本，那将是十分有益的，但不幸的是，我们无法找到反映这一概念的、真正令人满意的实证指标。报告的商业贷款率（commercial loan rates）反映了实际发放的贷款额，而不代表将银行资金借给代表性潜在借款人所花费的影子成本（shadow cost）。由于在信贷收缩期，银行只发放那些最安全、质量最高的贷款，因此计算得到的贷款比率很可能与 CCI 反方向变动。我使用 Baa 级公司债券和美国政府债券收益率之差来近似地代表 CCI，得到了一些有趣的结果。但是，使用 Baa 级债券的收益率，与前面认为银行借款人的债务额不足以进行公开交易的假设不相一致。

尽管我们无法直接观测到银行困境对 CCI 的影响，我们却能够看到它对银行信贷业务拓展的冲击——表 2—1 给出的一些数据可以说明这一问题。表中的第 4 列给出了未偿还的银行贷款（bank loans outstanding）的月度变动额（使用个人月收入进行标准化），这可以

---

[23] 当时尤金·H. 布鲁斯（Eugene H. Burris）在《美国银行家》（*American Banker*, October 15, 1931）所发表的文章为这一过程提供了一种有趣的解释。

[24] 由于给定足够的时间，中介资源也可能会从身处困境的银行部门转移出来，因此我的观点主要是一种基于成本调整的论述。

作为衡量银行信贷流动的指标。㉕ 人们可能会认为，贷款变动幅度与收入的比率主要受到贷款需求，进而受到生产变动的影响。然而，通过与表2—1 的前两列相比较可以看出，银行危机是这一变量的与产出水平同等重要的决定因素。例如，除了股票市场崩溃之后投机性贷款（speculation loans）被清算的那一小段时间外，1930 年 11 月之前，未偿还信贷（credit outstanding）的下降幅度非常小，虽然此时工业产值下降了 25%。然而，随着 1930 年 11 月第一次银行危机的爆发，开始了长期的信贷收缩。信贷收缩与银行危机同步发生。例如，在银行休假之前银行倒闭最为严重的 1931 年 10 月，净信贷下降幅度达到了个人收入的 31%，创下了历史纪录。㉖

1930 年 11 月之后，银行贷款的下降并不只是资产负债表上对存款下降的简单反映。表 2—1 的第 5 列给出了未偿还的银行贷款与活期和定期存款之和的比率的月度数据。当银行开始放弃贷款业务，转向其他流动性更大的投资时，这一比率急剧下降。

当时的学者也认为，银行危机以及随之产生的银行对流动性的追求给银行信贷带来了紧缩性的影响。1932 年全美工业会议（National Industrial Conference Board）对信贷状况的一份调查报告中指出“1930 年商业贷款的收缩只是反映了商业的衰退。而在 1931 年和 1932 年上半年（考察期），这种信贷收缩则无疑反映了银行向客户施加的还款的压力以及银行拒绝发放新的贷款”（p. 28）。当时的其他资料也倾向于赞同这一观点（例如，参见 Chandler，1971，pp. 233 - 39）。

关于银行信贷收缩还有另外两方面的情况。首先，受信贷收缩影响最大的借款人是家庭、农民、非法人企业和小公司。这类借款人直

㉕ 在构建银行贷款序列时，我们将报告每周数据的成员银行（它们约持有所有银行贷款额的 40%）的数据插入到那些观测频率较低的数据中。需要注意的是，对我们的研究目的来说，考察贷款的变动情况比考虑未偿还的实际贷款存量（stock of real loans outstanding）更加有用。在名义债务收缩和发生严重的未预见到的通货紧缩的环境中，实际债务存量的稳定并不意味着借款人处境良好。

㉖ 测算信贷收缩情况时包括了那些暂停营业的银行所发放的还没有转移到其他银行的贷款，因此银行破产对未偿还信贷（credit outstanding）的影响有所夸大。然而，我估计这种计算习惯只夸大了 1930 年 10 月到 1933 年 2 月间总体（测算的）信贷收缩幅度的 1/8 以下。

接或间接地高度依赖着银行信贷。其次，美国银行信贷收缩的严重程度是其他主要国家的两倍，即使与那些经历了相似的产出下滑的国家相比也是如此（Klebaner，p. 145）。

未偿还的银行贷款的下降，部分地被其他形式的信贷的相对扩张抵消了。与银行和那些主要由银行支持的分期付款金融公司（installment finance companies）相比，零售商、收息债权人（service creditor）以及非银行贷款机构在消费者金融（consumer finance）领域的地位有所提高（Rolf Nugent，1939，pp. 114 – 16）。在这段时期内，小公司明显减少了一贯地对银行贸易信贷的依赖（Charles Merwin，1942，pp. 5 and 75）。但是，正如上文所讨论的那样，在存在交易费用以及需要甄别借款人的经济中，这种脱离信贷中介的行为很可能至少暂时地降低信贷配置过程的效率，从而提高将信贷分配给潜在借款人的有效成本。

2.2.2 银行破产对信贷中介成本的影响

下面简要讨论一下当时违约和银行破产的增加对信贷中介成本的影响。

破产不是一种简单的或自然的现象，而是存在着破产诉讼程序，这就给经济理论提出了深层次的问题。例如，为什么债权人和违约的债务人愿意向第三方（律师、管理员）支付诉讼费用，而不愿意通过协商来分割这些费用？在完全市场中不会出现破产的现象，这是因为完全的状态依存贷款合约（state-contingent loan agreements）能够唯一地确定在所有可能的情况下每一方当事人的责任，从而不需要第三方的协调。我们在不完全市场中的确看到了破产现象，这说明债权人和借款人发现，简单贷款协议和破产的事后判决（如果必要的话）的组合，要比制定和执行一份完全的状态依存合同更划算。

为了更具体化，我们使用“良好借款人—不良借款人”的例子来说明。在与一个潜在借款人签订贷款合同的时候，银行有两种截然不同的选择。一种选择是它可以将借款人的行为包括在合同之中，并允许借款人的还款随项目产出的变动而变动，从而使合约尽量接近完

全的状态依存合约。如果正确地签订和执行的话，这种合约能够完全消除任一方无法履行责任的可能性；它的明显缺陷就是需要监督成本。银行的另一种选择是签订一份非常简单的协议（规定"借款人应于某日支付某一金额"），然后只有在确信借款人可能还款的情况下才发放贷款。第二种选择总是优于第一种，对小借款人来说尤其如此。

使用抵押物可以使简单契约的成本优势变得更加明显。如果银行在借款人不归还贷款的情况下能够获得借款人的部分财产，那么银行的风险就会降低。另外，损失抵押物的威胁也会激励借款人将贷款只用于那些有利可图的项目。因此，抵押物和简单贷款合约的组合有助于实现低的有效信贷中介成本。

人们可以将1930—1933年的债务危机看成是借款人的抵押品价值相对其债务负担而言逐步减少的过程。当代表性借款人越来越无力偿还债务时，银行（以及其他贷款人）就会进退两难。简单的非状态依存（noncontingent）贷款会面临日益增长的违约风险，而使用复杂的合约则会导致其他很多成本。在任一种情况下，债务人破产都必然会提高银行的信贷中介成本。

银行进行调整从而适应更高的信贷中介成本的一种方法是提高向借款人收取的利率。然而，如果较高的利率会提高违约风险的话，这种方法可能会适得其反。银行更一般的做法是不再向某些人发放贷款，尽管在经济景气的年头可能贷给他们。这正是20世纪30年代的情况。例如，据报道，住宅抵押贷款过高的违约率迫使银行和寿险公司"除了从事贷款展期外，实际上停止了发放抵押贷款"（Hart, p. 163）。这种情况使很多借款人，甚至是那些拥有好的投资项目的借款人无法获得资金，而贷款人则争先恐后地去争夺现存的高质量资产。正如当时的一名学者D. M. 弗雷德里克森（D. M. Frederiksen）所描述的：

我们发现资金都集中起来，却难以找到安全的投资项目，利率下降到了前所未有的水平。那些明显具有安全性的项目能够获得大量的资金，而那些事实上很安全或在正常经济条件下完全可行的项目（这样的项目多如牛毛），现在却受到贷款人的怀疑，从而根本无法

得到资金。(1931, p. 139)

正如这段引文所说的，认为当时国库券或优质公司的债务的低收益反映了“宽松货币”的观点是错误的。资金对一些安全的借款人来说是宽松的，而对所有其他人来说则是可望而不可即的。

一种能够反映贷款人对安全的、流动的资产的偏好程度，因而也能反映风险借款人获得资金的困难程度的指标是 Baa 级公司债券和美国长期国债（Treasury bonds）的收益率之差（表2—1 第6列）。由于该变量对于被重新划分到更高风险级别的公司的情况没有进行相应调整，因此它容易低估代表性风险资产和代表性无风险资产[27]的收益率的真实差异。但是，这一指标仍然表现出了一些明显的变动，它从1929—1930 年间的 2.5% 上升到了 1932 年年中的接近 8%（在1920—1922 年间的严重衰退中，这一差异也从未超过 3.5%）。当然，这种收益率之差反映了人们对违约风险认识的变化，但也应注意这一差异与银行危机之间的密切关系（弗里德曼和舒瓦茨首先指出了这一现象）。随着对挤兑的担心促使银行持有那些能被用作准备金或再贴现的资产，银行危机压低了低质量投资项目的价格。银行投资组合的选择对资产价格的这种影响在法玛的有效市场经济中不会产生。

最后，有必要考察一个发生了债务危机但却没有发生银行危机的国家的情况。大萧条开始时，加拿大有大量的外债（external debt），其中大部分需要用外币偿还。通货紧缩和加元贬值双管齐下，导致了大量违约现象。在国内，农业和按揭市场（mortgage market）的债务问题与美国的一样严重，同时主要（特别是造纸业）工厂大量倒闭（A. E. Safarian, 1959, ch. 7）。尽管加拿大的银行经营者没有面临严重的挤兑风险，但他们也从贷款业务转向更安全的资产。这种向安全性和流动性的转变尽管不如美国那样明显，但也引起了加拿大社会各界的批评。1932 年 12 月 6 日的《美国银行家》（*The American Banker*）刊登了一位加拿大非民粹主义（non-populist）政治家的抱怨：

---

[27] 这里的“代表性风险资产”就是指 Baa 级公司债券，而“代表性无风险资产”就是指美国长期国债——译者注。

对我国目前经济系统最主要的批评似乎是经济繁荣时期信贷的过度扩张……，但是，一旦人们意识到困难时期的窘迫，银行就会突然大量收缩信贷……目前，银行只有在很安全的时候才会发放贷款，并且还千方百计地回笼未偿还贷款。所有银行都在竭尽所能地变现它们的资产……（p. 1）

除了银行，加拿大的其他贷款机构也在不遗余力地收缩信贷。根据1932年5月14日《金融邮报》（*Financial Post*）的报道："面对不动产价值和租金的下跌、与日俱增的违约行为、财产税日益加重的负担、以及损害债权人利益的法律，保险公司、信托公司和贷款公司越来越不愿意贷出资金。"（被萨法利安（Safarian）援引，第130页）。

对加拿大在大萧条时期的情况进行更细致的研究十分有益。然而，首先要指出的是，加拿大的情况似乎并不与下面的观点相矛盾，即在存在大量破产的情况下，即便是优良借款人也可能发现信贷更加难以获得，或变得更加昂贵。除了银行危机之外，债务危机可能也是造成信贷系统混乱的一个根源。

2.3 信贷市场和宏观经济表现

如果我们相信大萧条期间的金融危机确实影响了信贷的正常流动，那么还必须说明这一情况如何影响了总体经济的运行。

信贷市场的问题可能通过很多途径影响宏观经济，其中的一些可以归纳为"对总供给的影响"。例如，如果信贷流动受到控制，经济中的潜在借款人就可能得不到资金去完成那些有利可图的项目或投资；同时储蓄者也可能不得不将资金用于效率低下的投资。运行失常的信贷市场还会导致其他一些问题，包括降低有效分担风险的可能性，以及造成大型的、不可分的项目融资的困难。其中任一种情况都可能会限制经济的生产能力。

这些论断使人想起在发展经济学领域，由约翰·格利和E. S. 肖（John Gurley and E. S. Shaw，1955），罗纳德·麦金农（Ronald McKinnon，1973）以及其他学者倡导的一些观点。这类文献认为：

不成熟的或受抑制的金融部门会引起欠发达经济出现“割裂”的现象，从而降低社会所能达到的生产可能性的有效组合。

20 世纪 30 年代的那场金融危机是否将美国变成了一个——按照鲍勃·霍尔（Bob Hall）的贴切说法——“暂时性的不发达经济”？尽管这种可能性令人很感兴趣，但答案恐怕是否定的。虽然很多公司的确缺乏营运资本和投资资金，但是多数大公司在危机时都拥有足够的现金和流动性资产来支持经营活动和任何意愿的业务拓展（如参见弗里德里希·鲁兹（Friedrich Lutz，1945））。除非我们认为大公司的产品和小公司的产品之间不是潜在的替代品关系，否则就必须承认总供给受到的影响不是非常明显。

在萧条期间，即使是那些现金充裕的公司也不愿扩张生产，这说明从总需求角度来考察信贷市场对产出的影响可能更加显著。事实上，从总需求角度进行论证十分容易。对某些借款人（比如家庭和小公司）来说，较高的信贷中介成本意味着，给定无风险利率（safe interest rate），借款人必须面对较高的有效信贷成本（实际上，他们很可能根本就无法借到资金）。如果家庭和小公司需要支付这种较高的借款利率，而他们的存款利率却没这么高（他们的储蓄可能只获得无风险利率），那么较高的借款成本无疑会降低他们对当期产品和服务的需求。从经典的两期储蓄模型中可以很容易导出这种纯替代效应（用未来消费来代替当期消费）。[㉘]

假定那些未受到信贷市场问题影响的借款人的行为不发生变化，那么以上的分析意味着：对给定的无风险利率，信贷中介成本的上升降低了当前对产品和服务的需求总量。也就是说，由于金融危机的影响，作为无风险利率的函数的总需求曲线下移了。在任何一种宏观经济模型中，这都意味着更低的产出和更低的无风险利率。当然，低产出和低利率正是 1930 年到 1933 年间的特征。

下面给出一些金融市场混乱影响总产出的程度的证据。

㉘ 如果读者需要的话，可以在标准的模型中加入流动性约束、破产成本或是风险厌恶（risk aversion）等因素。参见我在 1981 年发表的论文。

2.4 金融危机对宏观经济的短期冲击

本节研究金融危机的短期影响或“冲击”。出于这一目的，我只使用了相关变量的月度数据。另外，样本包括了从 1919 年 1 月到 1941 年 12 月整个时期的数据，而不是仅仅孤立地考察 1929 年到 1933 年的情况。

前文第 1.3 节已经给出了一些有关金融部门困境和整个经济困难之间联系的证据，但是要支持本文的观点，还需要将金融危机对产出的非货币影响与弗里德曼和舒瓦茨所提出的货币影响分离开来。我的方法是首先使用货币变量来拟合产出方程（output equation），然后证明加入金融危机的代理变量（proxies）能根本上提高方程的解释力。像泰明所建议的将大萧条的金融根源和非金融根源进行比较，则有待未来进一步研究。

为了分离出金融危机对经济的纯货币影响，我们需要建立货币—收入关系的结构性解释。卢卡斯（Lucas，1972）提出了一种规范的模型，在这一模型中，货币冲击通过使人们对价格水平作出错误判断，而对产出决策造成影响。受这一观点的启发，近来对货币作用的大多数实证研究都将国民收入同未预见到的货币或价格变动联系起来。㉙

为某一变量未被预见到的组成部分构造代理变量的最常用方法，是罗伯特·巴罗（Robert Barro，1978）提出的两阶段回归法（two-step method），即将第一次回归得到的（例如）货币预测方程（prediction equation）的残差作为第二次回归的被解释变量。我既尝试了巴罗的方法，也尝试了其他一些方法。㉚ 因为技术的改变并没有影响我得到的结果，因此我在这里只报出使用巴罗的方法所得的结果。

秉承卢卡斯—巴罗（Lucas-Barro）的分析思想，我既考虑了货币

㉙ 米什金（Mishkin，1982）是一个明显的例外。
㉚ 我尝试过的方法主要有：(1) 使用预期到的和未预期到的量作为解释变量；(2) 使用安德鲁·阿贝尔和米什金（Andrew Abel and Mishkin，1981）提出的效率更高同时计算也更加复杂的方法重新估计了一些方程。

冲击对产出的影响，也考虑了价格冲击对产出的影响。将 M1 增长率对工业产值增长率的四阶滞后项、批发价格增长率的四阶滞后项以及 M1 增长率本身的四阶滞后项进行回归，并定义该回归的残差为货币冲击（$M-M^e$）。与此对称地可以定义出价格冲击（$P-P^e$）。[31] 使用普通最小二乘法估计货币冲击和价格冲击对工业产值增长率（相对于趋势）的影响。

表2—2 中的方程（1）和（2）给出了使用两次大战之间的样本得到的基本回归结果。即使不提本文的其他结果，仅仅这两个方程就会引起人们的兴趣。估计得到的“卢卡斯供给曲线（Lucas supply curve）”即方程（2）反映了价格冲击对产出具有（经济意义上）巨大而（统计上）显著的影响。它也是对托马斯·萨金特（Thomas Sargent，1976）的研究结果的补充——萨金特发现了战后存在的类似关系。方程（1）所反映的产出和货币冲击之间的关系则略显薄弱。我们使用月度数据所得到的货币的作用，要小于保罗·埃文斯（Paul Evans，1981）的结果，这主要是因为我们在方程右边引入了产出的滞后值。无论从统计学还是从经济学的角度来说，这种做法都是合理的，因为可以认为调整产出的成本会在产出中造成序列相关性。和埃文斯一样，我们无法发现超过 3 个月滞后项的货币或价格的影响。

尽管这些回归结果都是统计上显著的，同时所有系数的符号也都符合预测，但还有个地方令人失望，即如果使用方程（1）和方程（2）对 1930 年年中到 1933 年 3 月“银行休假”的产出变动情况进行动态模拟，它们最多只能刻画出当时产出真实下降水平的一半。这也就是为何我在序中指出货币的下降“在数量上似乎不足以”解释 1930 年到 1933 年的产出变动。

有了基本的回归方程（1）和（2）之后，下一步就是考察将非货币性金融冲击（nonmonetray financial impact）的代理变量作为产出的解释变量引入回归方程会对结果有什么影响。根据前文的分析，最明显的代理变量就是破产银行的存款额和倒闭公司的负债量。

---

[31] 第一阶段回归得到的结果很正常，限于篇幅，不再报出。

表2—2　　　　估计的产出方程

(1) $Y_t = 0.623Y_{t-1} - 0.144Y_{t-2} + 0.407\ (M - M^e)_t + 0.141\ (M - M^e)_{t-1} +$

(10.21)　(−2.37)　(3.42)　(1.16)

$0.051\ (M - M^e)_{t-2} + 0.144\ (M - M^e)_{t-3}$

(0.42)　(1.19)

s. e. = 0.0272　D. W. = 2.02　sample: 1/19 − 12/41

(2) $Y_t = 0.582Y_{t-1} - 0.118Y_{t-2} + 0.533\ (P - P^e)_t + 0.350\ (P - P^e)_{t-1} +$

(9.50)　(−1.76)　(5.33)　(3.33)

$0.036\ (P - P^e)_{t-2} + 0.069\ (P - P^e)_{t-3}$

(0.34)　(0.66)

s. e. = 0.0260　D. W. = 2.01　sample: 1/19 − 12/41

(3) $Y_t = 0.613Y_{t-1} - 0.159Y_{t-2} + 0.332\ (M - M^e)_t + 0.113\ (M - M^e)_{t-1} +$

(9.86)　(−2.63)　(2.92)　(0.99)

$0.110\ (M - M^e)_{t-2} + 1.56\ (M - M^e)_{t-3} - 0.869E\text{-}04\ DBANKS_t -$

(0.96)　(1.38)　(−4.24)

$0.406E\text{-}04\ DBANKS_{t-1} - 0.258E\text{-}03\ DFAILS_t - 0.325E\text{-}03\ DFAILS_{t-1}$

(−1.93)　(−1.95)　(−2.47)

s. e. = 0.0249　D. W. = 1.99　sample: 1/21 − 12/41

(4) $Y_t = 0.615Y_{t-1} - 0.131Y_{t-2} + 0.455\ (P - P^e)_t + 0.231\ (P - P^e)_{t-1} -$

(9.76)　(−2.13)　(3.99)　(1.97)

$0.004\ (P - P^e)_{t-2} + 0.024\ (P - P^e)_{t-3} - 0.799E\text{-}04\ DBANKS_t -$

(−0.03)　(0.22)　(−4.03)

$0.337E\text{-}04\ DBANKS_{t-1} - 0.202E\text{-}03\ DFAILS_t - 0.242E\text{-}03\ DFAILS_{t-1}$

(−1.66)　(−1.52)　(−1.83)

s. e. = 0.0246　D. W. = 1.98　sample: 1/21 − 12/41

注：Y_t = 工业产值的增长率（来自《联邦储备公告》），相对于指数趋势）。

$(M - M^e)$ = 经过季节调整的 M1 名义增长率（来自弗里德曼和舒瓦茨，表4—1 的数据）− 预期增长率。

$(P - P^e)$ = 批发价格指数增长率（来自《联邦储备公告》）− 预期增长率。

$DBANKS_t$ = 破产银行存款额的一阶差分（用批发价格指数作为缩减因子，亦即除以批发价格指数）。

$DFAILS_t$ = 破产企业债务额的一阶差分（除以批发价格指数）。

以上均为月度数据，括号里报告的是 t 统计量。

一个关于银行存款序列的需要讨论的基本问题是 1933 年 3 月“银行休假”时的银行存款额。如表 2—1 所示，1933 年 3 月暂停营业的银行的存款数量是下一个最差月份的 7 倍之多。这就提出了一个问题：在进行回归之前，是否应该对这一数据进行调整。

我们认为将“银行休假”时期的数据完全从样本中剔除是错误的。根据当时的报道，强制性的休假是对当时极度混乱和恐慌的金融环境的被动反应，而不是事先制定好的一般政策。尽管在 1933 年 3 月份暂停营业银行的存款数额巨大，但它反映的不是所有被关闭银行的情况，而只是那些到 1933 年 6 月 30 日还未获准重新营业的银行的情况。这些银行中大部分都被清算或者破产在管（receivership），只有不到 25% 的银行在 1936 年 12 月 31 日前获准重新营业。[32] 因此，1933 年 3 月的情况与早期的危机在性质上是类似的。如果不把这种危机以及它的解决方案对经济的影响包括在内，我们就丢掉了一些信息。

另一方面，与没有政府介入的情况相比，由政府出面关闭大量银行，可能会减少混乱以及对未来危机的担忧。保守地说，我假定 1933 年 3 月“有监管地（supervised）”关闭银行的做法，与造成 15% 存款被冻结的“无监管的”银行危机在冻结存款方面具有相同的影响。这就将 1933 年 3 月的危机缩减到 1931 年 10 月的危机的规模。我们的结果对这一假定的敏感性如下：如果认为 1933 年 3 月的危机更重要的话，那么估计得到的金融危机对产出的影响的大小和统计显著性都会增加（在这种意义上，前面估计的 15% 是保守的）。然而，即使赋予 1933 年 3 月危机更小的权重，回归结果中银行倒闭变量的系数仍然具有很高的统计显著性。

现在来分析将倒闭银行的（实际）存款和倒闭企业的债务加入产出方程之后的结果（见表 2—2 的方程（3）和（4））。由于无法获得 1921 年前银行倒闭的月度数据，所以样本数据从 1921 年开始。在两个回归中，新加入变量的一阶差分的当前值和滞后值被作为工业产

㉜ *Federal Reserve Bulletin*, 1937, pp. 866 – 867。

值增长率（相对于趋势）的解释变量，它们的符号都符合预期，同时合在一起看，具有很高的统计显著性。货币冲击和价格冲击的系数大小以及统计显著性都变化不大。这至少暂时证明了在产出的短期决定中，金融危机的非货币影响增强了货币影响。

我还尝试了其他一些衡量金融危机的非货币影响的代理变量。限于篇幅，在此只简要地概括一下这些结果：（1）为了考察银行信贷收缩对经济的直接影响，我将银行贷款的增长率对暂停营业银行的存款额和破产企业的债务额的当前值和滞后值进行回归（结果表明金融危机对银行贷款有强烈的负向影响）。将该回归的拟合值作为衡量由金融危机导致的信贷收缩的代理变量。我们发现，当方程中包括货币冲击和价格冲击时，该变量的下降对产出水平的影响在前两个月为负，在随后的两个月为正，而在下降发生后的第五个月和第六个月又显著为负。从1921年直到“银行休假”，如果将货币变量包括在内的话，信贷收缩对产出总的影响（用多项滞后式中各滞后项的系数之和来衡量）很大（与货币影响相当）、为负并且在95%的置信水平下显著。对整个两次大战之间的样本来说，这一变量的统计显著性大大降低，这是因为1933—1941年间的经济复苏是由非银行机构融资的，而银行贷款仍然维持在较低的水平上。

（2）我们还尝试了另一个反映金融危机的代理变量——Baa级公司债券与美国长期国债的收益之差。正如第2.1.3节所描述的那样，该变量对银行危机和债务人的问题都有强烈的反应，因而同样也是反映金融市场状况的敏感指标。对整个样本或者每个子样本来说，这个“收益之差”变量对当前和未来产出增长都有很强的解释能力。鉴于该变量大部分的解释力都源于金融市场对未来产出下降的纯粹预期，我又将“收益之差”变量对倒闭银行的债务和破产企业的债务进行了一阶段回归。假定后面这两个变量本身不取决于对未来产出下降的预期（见下文），那么使用这一回归的拟合序列，就消除了“收益之差”变量中纯粹预期的成分。与原始序列比起来，拟合序列在产出方程里的解释力要弱一些，不过它的符号仍然是正确的，并且在95%的置信水平下是统计显著的。

这样，在几乎所有的情况下，加入反映整体金融危机的代理变量都能够提高对短期（月）产出波动的纯货币解释能力。这一结论经得起检验。例如，除了前文所提到的1933—1941年的信贷变量之外，回归系数在所有的样本区间内都基本保持稳定。另一种检验方法是在上面的回归中，为1931年第1季度到1932年第4季度的每个季度都引入自由虚拟变量（free dummy variables）。这样做的目的是检验这样一种观点，即我们得到的结果仅仅反映了代表产出水平和金融危机的变量在1930—1933年波动很大这一事实。令人惊讶的发现是加入虚拟变量之后，银行倒闭和企业破产这两个解释变量的系数大小和统计显著性都有了提高。最后，通过使用各种回归方程对1930年年中到1933年3月的月度工业产值（相对于趋势）进行动态模拟，来检验结果的经济显著性。与前文所描述的单纯货币冲击和价格冲击模拟比起来，包括金融危机代理变量的方程拟合得更好。与方程（1）和（2）相比，方程（3）和（4）的模拟均方误（mean squared simulation error）降低了大约50%。其他方程（没有列出）表现更好。例如，使用“收益之差”这一变量将模拟的均方误（MSE）降低了90%～95%。

这些结果都是令人鼓舞的，然而必须注意要想得出“观测到的两者之间的联系支持了本文勾勒的理论”的结论，还需要另一个假定，即银行和商业企业的倒闭，不是由对未来产出变动的预期所引起的。在这种意义上，如果有关下个月工业产值的不利消息造成了银行挤兑的话，那么银行破产可能引起产出下降这一事实并不能证明银行问题助长了衰退。[33]

虽然不太可能说服顽固的质疑者相信银行和企业破产不是纯粹的预期现象，但我们可以举一个很好的例子来反驳这种观点。例如，虽然在一些情况下，不好的销售预测可能会引起企业破产，但破产更多时候是由资不抵债引起的（资不抵债是过去的经营条件导致的）。对银行来说，破产不但相对独立于对产出的预期，而且也不单单是现在

[33] 事实上，对巴罗的研究以及我的有关货币和价格的回归也可以提出类似的批评。

和过去产出情况的产物——首先，在此以前，银行危机从来都不是产出下降的必然结果。[34] 其次，弗里德曼和舒瓦茨以及其他学者都已经指出了一系列的具体事件，作为导致1930—1933年银行挤兑的重要根源，其中包括合众国银行（Bank of the United States）——一家私有银行，它在1930年12月成为当时倒闭的最大银行——丑闻的曝光，奥地利信贷银行的倒闭以及随之而来的中欧金融恐慌，英国黄金的流失，美国和欧洲巨大的金字塔骗局（pyramiding schemes）的曝光等。所有这些都与美国工业产出的变动没有直接的联系。

如果我们认为银行的暂停营业和企业破产是由纯粹的产出下降预期之外的因素引起的，那么本节提供的证据就支持了以下观点，即金融危机的非货币影响至少是大萧条传播机制的一个组成部分。如果我们还认为金融危机包含了大量的外生因素（银行恐慌的存在为此提供了例证），那么本文的观点就有了因果关系的成分。

2.5 金融危机的持久性

在序中提到，我提出的这一理论与其他主要理论不同，它似乎能够解释大萧条不同寻常的持久性和深度。在上一节，我试图讨论危机的影响深度问题，用回归方程进行的模拟表明，金融危机的货币和非货币影响相结合，能够解释大部分的产出下降。本节主要讨论大萧条的持久性。

从理论上来说，第2节提到的信贷影响的持续时间取决于以下两种行为所需要的时间：（1）在信贷混乱后，建立新的或疏通旧的信贷流动渠道；（2）使破产债务人恢复正常经营。鉴于这些过程可能十分缓慢和困难，金融危机的非货币影响的持久性似乎具有了合理的基础（与此相反，纯货币影响的持久性则依赖于信息的缓慢扩散或者难以解释的工资和价格黏性）。当然，仅仅有合理性是不够的，我们还需要举出一些关于金融恢复速度的证据。

---

[34] 菲利普·卡甘（Philip Cagan，1965）指出了这一点，参见216、227～28页。例如，1920—1922年的衰退并没有导致任何银行问题。

度过在困境中挣扎的1931年和1932年后，当1933年3月新任总统罗斯福宣布“银行休假”并关闭了大部分金融中介和市场时，整个金融系统都跌入了谷底。从很多方面来看，1933年3月都是一个分水岭，它不仅标志着经济和金融复苏的开始，而且也标志着政府开始真正广泛地干预金融系统的各个方面。[35] 有人可能会认为，联邦政府主导的金融重建——采取强硬措施解决债权人和债务人的问题——是成功地促进经济复苏的最主要的新政计划。[36] 无论如何，大规模的政府干预说明当时公众对金融系统的自我修正能力已经失去信心。

尽管政府的措施将金融系统引上了复苏的道路，但这种复苏既不迅速也不完全。在“银行休假”之后，很多银行没有重新开业，而很多重新营业的银行也只能从事有限的业务，或是勉强维持资产负债表的平衡。直到1934年存款都没有大规模地流回银行，政府不得不通过复兴金融公司（Reconstruction Finance Corporation）和其他机构为银行和其他中介机构大量注资。然而，更重要的是贷款人态度的明显变化，由于1930年到1933年间所经历的困境，他们变得谨慎和保守起来。弗里德曼和舒瓦茨（pp. 449 – 62）指出，在此期间，银行从发放贷款业务转变为持有具有安全性和流动性的投资。银行流动性的增加造成了货币宽松的假象（如弗里德曼和舒瓦茨指出的那样），但是贷款人惜贷和债务人持续资不抵债一起，在1933年之后的好几年内都阻碍了信贷的流动。

我们不难找到有关“银行休假”之后信贷问题的证据。例如，如前所述，那些在经济收缩中遭受到更大打击的小企业，在经济复苏中仍面临着信贷困境。1932年全美工业会议（National Industrial Conference Board）的调查发表后，刘易斯·基末尔（Lewis Kimmel，1939）对1933—1938年间的信贷可获得性进行了调查。总体上说，

---

[35] 参见钱德勒（1970），第15节及弗里德曼和舒瓦茨，第8节。
[36] E. 卡里·布朗（E. Cary Brown，1956）认为新政的财政政策并没有起到很大作用。布朗纳（Brunner，1981）中收集的迈克尔·温斯坦（Michael Weinstein）的一篇论文指出了新政的不利方面。

他的结论是积极的，这可能是由于这项工作是由美国银行家协会（American Bankers Association）委托进行的。然而，他的研究结果（p. 65）也表明，在接受调查的通常依赖银行贷款的制造业企业中，对很小的企业来说（资本金少于 50 000 美元），银行拒绝或限制贷款的比例为 30.2%，小型企业（资本金在 50 001 ~ 500 000 美元）的这一比例为 14.3%，中型企业（资本金在 500 001 ~ 1 000 000 美元）为 10.3%，最大型企业（资本金超过 1 000 000 美元）为 3.2%（1932 年调查的相应数据分别为 41.3%，22.2%，12.5% 和 9.7%）。

两位著名经济学家哈迪（Hardy）和韦纳（Viner）在 1934—1935 年调查了美国第七联邦储备区（the Seventh Federal Reserve District）的信贷状况。基于"对 2 600 份个案的广泛调查"，他们发现"有偿付能力的借款人的信贷需求确实没能得到满足，他们中的大部分是能够有效地使用这些营运资金的……与其他因素比起来，这种未被满足的信贷需求是延缓经济复苏的重要因素"。他们还指出"至于小公司，与几年前相比，获得银行信贷变得比获得贸易信贷要困难得多"。（这些内容被 W. L. 斯托达德（W. L. Stoddard，1940）引用）

最后，小企业调查委员会（Small Business Review Committee）为美国商务部（U. S. Department of Commerce）对 1933—1938 年间的信贷状况进行了调查，它考察了雇员人数在 21 人到 150 人的 6 000 家公司，从中挑出了一个包含 600 家公司的特殊样本，"挑选这些公司是因为它们被标准的商业评级机构给予较高的评级"。即使对这些优质企业来说，在这一时期，也有 45% 的公司难以获得营运资金，75% 的公司无法通过正规市场获得资本或是长期贷款（参见斯托尔德）。

读者可能希望把美国银行家协会和小企业调查委员会的调查结果作为企业信贷状况的最差和最好状况，从而认为哈迪—文纳的研究反映了一般情况。不管怎样，这些调查以及一些像钱德勒这样的优秀学者都一致同意，小公司面临的信贷困难在"银行休假"后至少又持

续了两年。[37]

住房抵押贷款是另一项重要的信贷业务。与商业贷款相比，私人贷款者在1933年之后对这一业务变得更加谨慎。这种保守行为是有理由的：虽然在经济复苏时期企业的破产数量有所下降，但直到1935年，不动产违约和丧失抵押品赎回权的情况仍然十分普遍。[38] 如前所述，一些传统的抵押贷款借款人几乎已经放弃了这个市场：1929年人寿保险公司发放了5.25亿美元的抵押贷款，而在1933年只发放了1 000万美元的新贷款，在1934年发放了1 600万美元。[39] 这一时期，私人机构的抵押贷款只发放给那些最优质的潜在借款人，其证据就是，20世纪30年代早期发放的贷款的违约率比以前大大降低（参见Carl Behrens，1952，p. 11）。仅仅商业环境的改善并不足以解释这种违约率的大幅下降。

1933年之后住房抵押贷款市场仍然处于运行中，这大部分要归功于联邦政府的直接介入。除了建立一些重要的新机构，例如联邦储蓄存款保险公司（FSLIC）以及联邦政府授权的储蓄贷款（savings and loans）体系，政府还对既存的债务进行了"重新调整"，投资参股困难的金融机构，并代替不愿发放贷款的私人机构提供直接信贷。1934年，在所有新增的抵押贷款中，71%是由政府支持的房主贷款公司（Home Owners Loan Corporation）发放的。[40]

在农业信贷（farm credit）市场和其他市场上也存在类似的情况，但限于篇幅，不能一一赘述。综合当时的经济学家和其他学者所提供的证据，似乎可以肯定地说，1933年3月之后，私人金融系统向正常状态的恢复并不迅速，而且如果没有政府干预和扶持的话，这种恢复会更加困难。一个保守的估计是，美国的金融系统在阻力下运行了5年以上（从1931年年初到1935年年末），跨越了1929—1930年以及1937—1938年两次衰退之间的大部分时间。这与金融危机的影响

[37] 参见钱德勒（Chandler，1970），pp. 150－151。
[38] 美国商务部（1975），N301。
[39] 美国商务部（1975），N282。
[40] 美国商务部（1975），N. 278和N. 283。

能够解释萧条的持久性这一论断是一致的。

2.6 国际方面

大萧条是一种世界性的现象，而银行危机则没有这么普遍，除美国外只有一些重要国家发生了银行危机。在20世纪30年代早期，一些大国虽然经历了实际产出的剧烈下降，却没有发生严重的国内银行危机。这与我们所描述的金融危机在美国的重要作用是否一致呢？想要给出一个完整的回答，需要再另写一篇论文，不过我在此可以给出一些观测资料：

（1）不同国家的情况迥然不同，它们面对的萧条的成因也千差万别。例如，因为英镑高估，英国的失业率在整个20世纪20年代一直居高不下。1931年放弃金本位之后，英国是复苏最早的国家之一。食物和原材料出口商面临的最大问题是日益下降的价格和逐渐萎缩的海外市场，因此不能在所有情况下都将国内金融系统看作是造成衰退的一个重要的原因。

（2）发生银行危机的国家（美国、德国、奥地利、匈牙利等国）也是受萧条影响最严重的国家，并且它们在世界贸易和产出中都占有很大份额。单单美国就几乎占了1925—1929年世界工业产值的一半，同时它在1927—1928年进口的原材料和食物占到了这些商品贸易总额的40%。[41] 随着这些国家的经济被削弱，其进口的下降也给贸易伙伴带来了不利的影响。

（3）国内金融系统与国际金融系统的问题之间存在着并行关系。20世纪20年代，联邦储备系统最引以为傲的一项成就就是建立了国际金汇兑本位（international gold-exchange standard）。不幸的是，如同国内银行一样，金汇兑本位和部分准备金银行体系（fractional-reserve system）一样不稳定。国际储备不仅仅包括黄金，还包括外国货币，特别是美元和英镑。对于除了美国和英国之外的国家来说，外

---

[41] 美国商务部（1947），pp. 29－31。

国货币占到了总储备的35%。

1931年，国际金融系统将会崩溃的预期成为了现实。各国普遍试图将货币兑换成黄金，促使各种货币接二连三地脱离金汇兑本位，资本和黄金的流动被普遍予以限制。到1932年，只有美国和少数几个国家仍然维持金（汇兑）本位。

由于金本位的崩溃与国内银行的破产几乎同时发生，国内的无力偿付问题在国际上也有类似的表现形式。主要由于实行固定汇率制，世界范围内都出现了通货紧缩；拥有大量名义债务的国家，尤其是农业出口国（如加拿大）无力偿债；在美国的外国债券价值急剧下降。

和国内经济问题一样，这些国际问题也扰乱了世界范围的信贷机制。国际资本流动的规模变得非常小，这对许多国家来说都是一个严重的问题。

总而言之，虽然大萧条也影响了那些没有发生银行危机的国家，但这不能否定银行危机和债务问题在美国非常重要这一可能性（或者，就此而言，拥有健康的银行的国家也存在债务人无法偿债的危机）。另外，我关于国内金融系统的分析对研究当时国际金融的困境可能也有启发。

2.7 结论

除了货币渠道之外，20世纪30年代的金融危机是否还通过了别的渠道对宏观经济产生实际影响呢？现有的证据与这种论断至少是不矛盾的。然而，这种观点值得关注的更重要的原因是序中所提到的：该理论希望调和大萧条时期的次优（suboptimality）和经济理性、市场约束代理（market-constrained agents）假设之间的关系。理解这一点的关键在于认识到经济机构能够影响交易费用（transaction cost），并因而影响市场机会和配置，而不是简单的“面纱”。在外来冲击或政策错误促使经济偏离轨道的情况下，那些在正常时期能够经营良好并发展壮大的金融机构就可能造成不利的影响。20世纪30年代早期金融机构失灵就证明了这一点。

参考文献

Abel, Andrew and Mishkin, Frederic, "An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency, and the Short-Run Neutrality of Monetary Policy," Working Paper 726, National Bureau of Economic Research, 1981.

Barro, Robert, "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States," *Journal of Political Economy*, August 1978, 86, 549 – 80.

Behrens, Carl, *Commercial Bank Activities in Urban Mortgage Financing*, New York: National Bureau of Economic Research, 1952.

Bernanke, Ben, "Bankruptcy, Liquidity, and Recession," *American Economic Review Proceedings*, May 1981, 71, 155 – 59.

Brown, E. Carey, "Fiscal Policy in the 'Thirties: A Reappraisal," *American Economic Review*, December 1956, 46, 857 – 79.

Brunner, Karl, *The Great Depression Revisited*, Boston: Martinus Nijhoff, 1981.

Cagan, Philip, *Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money*, 1875 – 1960, New York: National Bureau of Economic Research, 1965.

Chandler, Lester, *America's Greatest Depression*, New York: Harper & Row, 1970.

——, *American Monetary Policy*, 1928 – 1941, New York: Harper & Row, 1971.

Clark, Evans, *The Internal Debts of the United States*, New York: Macmillan Co., 1933.

Cone, Kenneth, "Regulation of Depository Financial Intermediaries," unpublished doctoral dissertation, Stanford University, 1982.

Diamond, Douglas and Dybvig, Philip, "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity," mimeo., University of Chicago, 1981.

Evans, Paul, "An Econometric Analysis of the Causes of the Great Depression in the U. S.," mimeo., Stanford University, 1981.

Fabricant, Solomon, *Profits, Losses, and Business Assets*, 1929 – 1934, Bulletin 55, National Bureau of Economic Research, 1935.

Fama, Eugene, "Banking in the Theory of Finance," *Journal of Monetary Economics*, January 1980, 6, 39 – 57.

Fisher, Irving, "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions," *Econometrica*, October 1933, 1, 337 – 57.

Flood, Robert and Garber, Peter, "A Systematic Banking Collapse in a Perfect Foresight World," Working Paper No. 691, National Bureau of Economic Research, 1981.

Frederiksen, D. M., "Two Financial Roads Leading Out of Depression," *Harvard Business Review*, October 1931, 10, 131 – 48.

Friedman, Benjamin, "Debt and Economic Activity in the United States," Working Paper No. 704, National Bureau of Economic Research, 1981.

Friedman, Milton, and Schwartz, Anna J., *A Monetary History of the United States*, 1867 – 1960, Princeton: Princeton University Press, 1963.

Goldsmith, Raymond, *Financial Institutions in the American Economy Since* 1900, Princeton: Princeton University Press, 1958.

Gurley, John G. and Shaw, E. S., "Financial Aspects of Economic Development," *American Economic Review*, September 1955, 45, 515 – 38.

Hart, A. G., *Debts and Recovery*, 1927 – 1937, New York: Twentieth Century Fund, 1938.

Jaffee, Dwight, and Russell, Thomas, "Imperfect Information and Credit Rationing," *Quarterly Journal of Economics*, November 1976, 90, 651 – 66.

Kennedy, Susan E., *The Banking Crisis of* 1933, Lexington: University Press of Kentucky, 1973.

Kimmel, Lewis H., *The Availability of Bank Credit*, 1933 – 1938, New

York: National Industrial Conference Board, 1939.

Kindleberger, Charles P. , *Manias, Panics, and Crashes*, New York: Basic Books, 1978.

Klebaner, Benjamin, *Commercial Banking in the United States: A History*, Hinsdale: Dryden Press, 1974.

Lucas, Robert E. , Jr. , "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, April 1972, 4, 103 – 24.

——, *Studies in Business Cycle Theory*, Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press, 1981.

Lutz, Friedrich, *Corporate Cash Balances*, 1914 – 43, New York: National Bureau of Economic Research, 1945.

McKinnon, Ronald J. , *Money and Capital in Economic Development*, Washington: The Brookings Institution, 1973.

Merwin, Charles L. , *Financing Small Corporations*, New York: National Bureau of Economic Research, 1942.

Minsky, Hyman P. , "A Theory of Systematic Fragility," in E. I. Altman and A. W. Sametz, eds. , *Financial Crises*, New York: Wiley-Interscience, 1977.

Mishkin, Frederic, "The Household Balance Sheet and the Great Depression," *Journal of Economic History*, December 1978, 38, 918 – 37.

——, "Does Anticipated Money Matter? An Econometric Investigation," *Journal of Political Economy*, February 1982, 90, 22 – 51.

Nugent, Rolf, *Consumer Credit and Economic Stability*, New York: Russell Sage Foundation, 1939.

O'Hara, Maureen and Easley, David, "The Postal Savings System in Depression," *Journal of Economic History*, September 1979, 39, 741 – 53.

Persons, Charles E. , "Credit Expansion, 1920 to 1929 and Its Lessons," *Quarterly Journal of Economics*, November 1930, 45, 94 – 130.

Safarian, A. E. , *The Canadian Economy in the Great Depression*, Toronto:

University of Toronto Press, 1959.

Sargent, Thomas J., "A Classical Macroeconometric Model for the United States," *Journal of Political Economy*, April 1976, 84, 207 – 38.

Stiglitz, Joseph E. and Weiss, Andrew, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, June 1981, 71, 393 – 410.

Stoddard, W. L., "Small Business Wants Capital," *Harvard Business Review*, Spring 1940, 18, 265 – 74.

Temin, Peter, *Did Monetary Forces Cause the Great Depression?*, New York: W. W. Norton, 1976.

Upham, Cyril B. and Lamke, Edwin, *Closed and Distressed Banks: A Study in Public Administration*, Washington: The Brookings Institution, 1934.

Board of Governors of the Federal Reserve System, *Banking and Monetary Statistics*, 1943.

Federal Reserve Bulletin, various issues.

National Industrial Conference Board, *The Availability of Bank Credit*, New York, 1932.

Survey of Current Business, various issues.

U. S. Department of Commerce, *Historical Statistics of the United States*, Washington: USGPO, 1975.

——, *National Income*, Washington: USGPO, 1954.

——, *The United States in the World Economy*, Washington: USGPO, 1947.

第3章

大萧条中的金本位、通货紧缩与金融危机——一个国际比较*

与哈罗德·吉姆斯（Harold James）合著

3.1 引言

近期关于大萧条根源的研究，多是批评国际金本位制带来了那场灾难。泰明（Temin，1989）在他的新书中指出：两次大战之间的金本位制的结构缺陷，以及金本位制的"游戏规则"支配的政策，使

---

* 经R.格雷恩·休邦德（R. Glenn Hubbard）允许，印自《金融市场与金融危机》（*Financial Markets and Financial Crises*）（Chicago：University of Chicago，1991）。版权（1991）属于美国国家经济研究局（National Bureau of Economic Research）。版权所有。

作者感谢大卫·弗尔南德（David Fernandez）、马克·格利菲斯（Mark Griffiths）和霍格·沃尔夫（Holger Wolf）所提供的帮助。国家经济研究局与国家科学基金（National Science Foundation）提供了经费支持。

国际货币收缩和通货紧缩几乎无法避免。艾钦格林与萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）证明，那些放弃了金本位制和与之相关的紧缩性货币政策的国家，比那些坚持金本位制的国家从大萧条中复苏得更快。汉密尔顿（Hamilton，1987，1988）的研究支持这样一种观点：即法国与美国的紧缩性货币政策引发了经济大滑坡，两国对金本位平价的捍卫增加了通货紧缩压力。[①]

基于金本位制对大萧条的解释（在第3.2节中将详细阐述）在很多方面都是令人信服的。20世纪20年代后期至30年代早期的通货紧缩的持久性和深度表明了大萧条的货币根源，通货紧缩与国家坚持金本位制（在时间和空间上）的紧密联系，显示了这一体系在传递紧缩性货币冲击中的威力。在通货紧缩（价格下跌）和萧条（产出下滑）的数据之间也存在高度的相关性，这是上述学者已经指出的，并且是我们将在下文再次证明的。

如果说这种观点[②]发展迄今尚有一个薄弱环节的话，那可能就是它对如下问题的解释，即金本位制失灵引发的通货紧缩是如何引发大萧条的，即这次大规模的货币非中性（non-neutrality）的根源是什么。[③] 本文试图更好地理解通货紧缩可能引发20世纪30年代大萧条的机制。我们考虑了较早的文献中指出的几种渠道，尤其是通过实际工资和通过利率发挥作用的效应。然而，我们关注的是在近期的金本位制研究文献中很大程度上被忽视的一种传导机制，即通货紧缩对金融体系的瓦解效应（disruptive effect）。

通货紧缩（以及金本位制对央行政策的约束）是20世纪30年代早期很多国家发生的银行业恐慌（banking panics）的重要诱因。正如伯南克（Bernanke，1983）以美国为例所指出的，当银行恐慌达到扰乱信贷正常流动的程度时，它们就可能影响实际经济的运行。的

① 当然，最早将大萧条作为货币现象的是弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）。我们发现，更近期的研究虽然在更大程度上关注问题的国际方面，但本质上都是对弗里德曼—舒瓦茨分析的补充。

② 指大萧条的“金本位制解释”这一理论——译者注。

③ 艾钦格林与萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）讨论了几种机制，并提供了一些各国横向间比较的证据，但是他们的研究方法不太规范，并且他们并没有考虑不同效应之间的相对重要性。

确，如果银行体系被严重削弱的话，即使没有大的恐慌，经济运行也很有可能受到影响。因为在金融危机的各种形式中，严重的银行恐慌是最容易用实证方法确认的，所以在本文中我们将关注它们的影响。然而，我们也不想忽略价格下降对金融体系的第二个潜在影响，即债务型通货紧缩（debt deflation）（Fisher，1933；Bernanke，1983；Bernanke and Gertler，1990）。通过提高名义债务的实际价值，促使借款人无力还款，通货紧缩制造了这样一种财务危机：借款人的（借款）动机被扭曲了，并且（贷款机构）难以拓展新的信贷。这也指出了一种使价格下降产生实际影响的途径。

为了考察通货紧缩与萧条之间的联系，我们采用了比较的方法（正如艾钦格林与萨克斯所做的那样）。利用24个国家的年度数据集，我们试图度量（例如）坚持金本位制的国家与脱离金本位制的国家之间的差异，或者是经历了银行恐慌的国家与没有经历银行恐慌的国家之间的差异。我们的研究方法的一个不足是，由于缺乏衡量金融问题的严重程度的客观指标，我们不得不依靠虚拟变量来指示危机的发生时期。尽管存在这一问题，总体上来说，我们的确发现金融危机（尤其是银行恐慌）在解释价格下跌与产出下滑之间的联系时有着重要作用。那些（因为制度或历史的原因）其通货紧缩引起了银行恐慌或其他严重的银行问题的国家，比那些银行更稳定的国家经历了更为严重的萧条。另外，可能存在一个反馈环（feedback loop），通过它，银行恐慌（尤其是美国的银行恐慌）加剧了全球通货紧缩的严重性。因为数据问题，我们没有提供债务型通货紧缩机制的直接证据，但我们确实发现，通货紧缩对产出的许多显著影响无法用我们明确考虑过的机制来解释，于是“债务型通货紧缩可能很重要”这一问题就变得悬而未决了。

本文其余部分组织如下：第3.2节简要重述不利于两次大战之间的金本位制的基本证据，表明金本位制是通货紧缩与萧条的一个原因，并提供一些与该观点相一致的新证据；第3.3节初步考察了一些可以把通货紧缩传递到萧条的机制；第3.4节，我们回顾了两次大战之间所发生的金融危机；第3.5节报出并讨论了我们对20世纪30年

代金融危机的影响的研究的主要实证结果；第 3.6 节是结论。

3.2 金本位制与通货紧缩

在本节中，我们讨论并提供一些新的证据，以证明两次大战之间金本位制的管理不善导致了 20 世纪 20 年代后期与 30 年代早期世界性的大萧条。

在第一次世界大战爆发时，金本位制被中止了（那时人们一般认为它是 19 世纪后期和 20 世纪早期经济相对繁荣的根本原因）。金本位制在战时被暂时搁置并不稀奇，实际上，鲍多和基德兰德（Bordo and Kydland，1990）认为，战时搁置金本位制，以及战后尽快地以战前的平价重返金本位制，都应该被视为金本位制正常运转的一部分。鲍多和基德兰德指出，以战前的平价重返金本位，并因而使价格水平在某些程度上接近战前水平，可以使政府更容易销售名义债券（nominal bonds），并增加可以得到的铸币税。因而，作出坚持金本位制的可信的承诺，有利于政府以较低的总成本为战时开支融资。

可能是因为这些声誉原因，当然还因为人们对战后混乱的货币和金融形势（在中欧存在恶性通货膨胀，其他地方虽然稍微温和但也很严重）普遍不满，20 世纪 20 年代重返金本位制的愿望非常强烈。然而很多人注意到，即便没有通货膨胀，也缺乏足够的黄金去满足世界货币需求。1922 年热那亚经济与货币会议（1922 Economic and Monetary Conference at Genoa）推荐采用金汇兑本位制来解决这个问题，即使用可兑换的外汇储备（主要是美元与英镑）以及黄金来支持国内货币供给，以“节约”黄金。虽然战前就有国家使用“关键货币”（key currencies）作为储备，但热那亚会议的倡议使之得到了更广泛的、经官方批准的实施（林德特（Lindert，1969）；艾钦格林（Eichengreen，1987））。

20 世纪 20 年代，大多数主要国家都成功地重返金本位制（我们的数据集中，表 3—1 的第 1 列给出了各国恢复金本位的日期）。英国于 1925 年重返战前平价，尽管凯恩斯认为按照战前平价，英镑会被高估。到 1925 年年底，国际联盟（League of Nations，1926）的一张表中所列

出的48种货币里有28种钉住黄金。法国在庞加莱稳定④时期之后逐渐恢复金本位，尽管人们普遍认为法郎在新的平价下被低估了。到1928年年底，除了中国和一些小国采用银本位制外，只有西班牙、葡萄牙、罗马尼亚和日本尚未恢复金本位制。罗马尼亚于1929年恢复金本位制，葡萄牙也于1929年事实上恢复（到1931年才正式宣布恢复）金本位制，日本则于1930年12月回到金本位制。在同一个月，国际清算银行(Bank for International Settlements）给予西班牙一笔稳定贷款，但是1931年4月共和主义者发动的革命阻止了这一措施。共和主义者反对外国提供的稳定贷款，这是他们的纲领中最具吸引力的特征之一，因此西班牙没有加入这一几乎可以涵盖所有国家的金本位俱乐部。

表3—1　　**金本位政策的变动日期**

国家	重返金本位制的日期	脱离金本位制的日期	外汇管制日期	贬值日期
澳大利亚	1925年4月	1929年12月	—	1930年3月
奥地利	1925年4月	1933年4月	1931年10月	1931年9月
比利时	1926年10月	—	—	1935年3月
加拿大	1926年7月	1931年10月	—	1931年9月
捷克斯洛伐克	1926年4月	—	1931年9月	1934年2月
丹麦	1927年1月	1931年9月	1931年11月	1931年9月
爱沙尼亚	1928年1月	1933年6月	1931年11月	1933年6月
芬兰	1926年1月	1931年10月	—	1931年10月
法国	1926年8月—1928年6月	—	—	1936年10月
德国	1924年9月	—	1931年7月	—
希腊	1928年5月	1932年4月	1931年9月	1932年4月
匈牙利	1925年4月	—	1931年7月	—
意大利	1927年12月	—	1934年5月	1936年10月
日本	1930年12月	1931年12月	1932年7月	1931年12月
拉脱维亚	1922年8月	—	1931年10月	—
荷兰	1925年4月	—	—	1936年10月
挪威	1928年5月	1931年9月	—	1931年9月
新西兰	1925年4月	1931年9月	—	1930年4月
波兰	1927年10月	—	1936年4月	1936年10月
罗马尼亚	1927年3月—1929年2月	—	1932年5月	—
瑞典	1924年4月	1931年9月	—	1931年9月
西班牙	—	—	1931年5月	—
英国	1925年5月	1931年9月	—	1931年9月
美国	1919年6月	1933年3月	1933年3月	1933年4月

数据来源：国际联盟（League of Nations)，各年《年鉴》(*Yearbook*)，以及其他各种补充来源。

④　参见第1章注释⑧——译者注。

第一次世界大战前，古典的金本位制运行相当平稳，30 多年没有发生大的兑换危机。相反，1925 年至 1928 年间建立的两次大战之间的金本位制，实际上于 1931 年开始崩溃，并到 1936 年彻底消失。很多文献分析了古典金本位制与两次大战之间的金本位制之间的差异。这些文献在不同程度上关注了使两次大战之间的贸易和货币调整复杂化的基本经济问题，以及两次大战之间金本位制本身的技术问题。

就“基本经济问题”而言，泰明（Temin，1989）强调了大战的影响，认为战争本身是引发大萧条的终极因素。除了能相对较快恢复的物质破坏之外，战争的结果还包括：明显缺乏经济理性（economic rationale）的新划国界；相对于长期均衡而言，某些部门的生产能力大大过剩（例如农业和重工业），另一些部门则生产能力不足；引起财政负担和财政不确定性的战争赔款和国际战争债务。一些学者（尤其是查尔斯·金德伯格）指出，战前的金本位制是以英国为中心的霸权体系。相反，在两次大战之间，英国的相对衰落，新的潜在霸主（美国）的经验不足与狭隘僵化，以及中央银行之间缺乏有效合作，使得这一体系处于群龙无首的状态。

两次大战之间金本位的技术问题包括以下三点：

（1）盈余国和赤字国对黄金流动的货币反应不对称。泰明认为这是金本位制最重要的结构缺陷，我们认为他是对的。理论上说，在金本位制的“游戏规则”下，发生黄金流入国家的中央银行应通过扩张国内货币供给和通货膨胀来协助价格—铸币流动机制（price - specie flow mechanism）发挥作用，而赤字国则应该消减货币供给，引起通货紧缩。在实践中，为了避免储备完全损失和可兑换性的终结，赤字国被迫服从这一规则，相反却没有法律能禁止盈余国冲销黄金流入，并无限地积累储备（只要政府为实现国内目标而愿意这样做）。因此在金本位制的运行中存在潜在的通货紧缩倾向。

盈余国与赤字国之间的这种不对称在战前也存在，但和战后有很大不同，因为战前的金本位制是以英格兰银行（Bank of England）的运作为中心的。英格兰银行当然必须持有足够的黄金以确保可兑换

性，但是作为一个营利机构，它又有很强的动机不去持有大量不能生息的黄金（和付息资产相反）。因此，在其他中央银行的协助下，英格兰银行管理金本位制以避免黄金持续流入和流出，并且它以少得惊人的黄金储备保证了持续的可兑换性。相反，两次大战之间两个主要的黄金盈余国家——美国与法国——的中央银行很少有或没有动机去避免积累黄金。

金本位制所要求的调整中不对称性带来的通货紧缩倾向，在战后被许多中央银行，尤其是新成立的中央银行制定的法定部分准备金（Statutory fractional reserve）制度放大了。虽然英国、挪威、芬兰和瑞典采用信用发行（fiduciary issue），即只用国内政府证券（100%由黄金支撑）支撑的固定的银行券供给（note supply），但大多数国家要求黄金最低持有量等于中央银行负债的一个固定比例（通常接近美联储规定的40%）。这些规则有两个潜在的有害影响。

首先，正如现代商业银行所要求的“准备金”实际上不像真正的准备金（true reserves）那样可以拿来使用，中央银行持有的黄金中大部分受准备金的要求不能动用，不能用来解决暂时性的国际收支失衡。例如，根据国际联盟的数据，1929年41个国家的总黄金储备为93.78亿美元，其中只有21.78亿美元是“盈余”储备（surplus reserves），其余则用作准备金（League of Nations，1944，12）。实际上，这夸大了真实的自由储备（free reserve）的数目，因为当储备降到其最小值的10%以内时，市场和中央银行都会非常担忧。结果是赤字国在被迫削减其国内货币供给前会损失的黄金非常少。然而，正如我们已经指出的，由于不存在任何最大储备限制，盈余国家可以接受黄金流入而不引起通货膨胀。

其次，部分准备金要求的第二个有关影响和黄金流出与国内货币收缩之间的关系有关。在部分准备金要求下，黄金流出与货币供给收缩之间的关系不是一对一的。例如，若准备金要求是40%，则黄金流出对货币供给的影响是外部损失（external loss）的2.5倍。所以我们再次看到，黄金流失会立刻引起严重的通货紧缩冲击，却没有其他因素引起通货膨胀来平衡。

（2）储备的上涨。正如我们已经指出的，在两次大战之间的金汇兑本位下，非储备货币国被鼓励持有可兑换的外汇储备以部分地（或有时几乎完全）代替黄金。但这些可兑换的储备通常只是部分地受黄金支持。因此，正如公众从由部分准备金支持的存款转向通货会降低国内总货币供给一样，金汇兑本位也提供了一种可能：中央银行从外汇储备转向黄金会减少世界货币供给，这给金本位制又增加了一个通货紧缩倾向。在20世纪30年代，当贬值的威胁使外汇资产风险增大时，各中央银行确实曾经一同放弃了外汇储备。虽然根据艾钦格林（Eichengreen，1987）的说法，我们难以通过统计数据来判断中央银行抛售外汇是只降低了覆盖率（cover ratio），还是将外汇转换成了黄金——前一种做法对货币供给没有直接影响，而后一种做法则是紧缩性的。然而，即使中央银行只降低了覆盖率，这种做法也会增加其货币供给对此后任何储备流出的敏感度。

（3）中央银行权力不够。两次大战之间的金本位制的一个重要的制度特点是，对于欧洲大陆的绝大部分中央银行而言，公开市场操作都是不被允许的或受严重限制的。对中央银行权利的这种限制一般是20世纪20年代早期和中期的稳定化计划（stabilization program）的结果。通过禁止中央银行大量持有或交易政府证券，并借此使得赤字的货币化（monetization）更为困难，稳定化计划的设计者希望阻止未来的通货膨胀。这迫使中央银行把贴现政策（即中央银行向商业银行贷款）作为影响国内货币供给的主要工具。然而，在很多国家，主要的商业银行很少从中央银行借款，这意味着除了在危机时期，中央银行对货币供给的控制力可能是非常弱的。

在20世纪30年代的某些情况下，如果国内货币供给与中央银行储备之间的联系的减弱能够缓和储备流出的货币效应的话，那么这种减弱可能是有益的。然而，至少在一种非常重要的情况下，中央银行不能进行公开市场操作可能是非常有害稳定的。正如艾钦格林（Eichengreen，1986）指出的，法兰西银行（Bank of France）在1932年之前接受了大量黄金流入，它也是被禁止进行公开市场操作的银行之一。这严重限制了该银行按照金本位制的游戏规则将黄金流入转换

为货币扩张的能力。法国未能产生通货膨胀意味着它将继续吸引黄金流入，因而导致世界其他国家发生通货紧缩。⑤

由于国际经济存在着若干基本经济问题，金本位体系又有结构性缺陷，因此即使是相对比较微小的通货紧缩冲击，都可能会产生显著的影响。历史事实正是如此，当时两个主要的黄金盈余国家——法国与美国，它们一共持有了世界货币性黄金的近60%——在1928—1929年走上了通货紧缩之路（Hamilton，1987）。

我们已经指出，就法国而言，通货紧缩冲击表现为黄金流入法国（其中大部分被冲销）。由于几个原因——包括成功的稳定计划（伴随着高实际利率）、可能被低估的法郎、外汇管制加强，以及法国是资本的"安全港"的观念——1928年初黄金开始涌入该国，而且一直持续到1932年。1928年，在我们数据集的24个国家持有的货币性黄金总量中，法国约占15%（Board of Governors，1943）。这个份额已经与法国经济的重要性不匹配。1929年这一份额上升至18%，1930年为22%，1931年为28%，1932年为32%。因为美国在货币性黄金总量中的份额一直维持在40%多一点，黄金流入法国意味着德国、日本和英国等国家黄金的大量流失。

伴随着黄金积累，法国本应发生通货膨胀，但是部分是因为上文讨论过的对公开市场操作的限制，部分是因为深思熟虑的政策选择，黄金流入对法国价格的影响最小。随着储备的流入，法国的货币基础的确增大了，但是因为经济增长使人们对法郎的需求扩张得更快，实际上，1929年1月到1930年1月，该国的批发价格下降幅度（wholesale price deflation）接近11%。

汉密尔顿（Hamilton，1987）还记述了美国1928年收紧货币的历史，这次紧缩的动机部分是为了避免黄金流入法国，但更可能是因为联储决定减缓股市投机。1929年，美国的价格水平下降了大约

⑤ 黄金流入法国并没有一对一地直接增加法国的货币基础，然而因为缺乏补充性的公开市场购买，这意味着法国的黄金储备与货币基础之比升高。加上法国的货币乘数极低，这种覆盖率升高意味着，黄金流入法国引致的货币扩张远远没有这种流入在世界其他地方引发的货币收缩那么大。

4%。1929 年 8 月，美国达到经济周期的波峰，10 月美国股市崩溃。

美国和法国最初的货币收缩很大程度上是自我伤害的（self-inflicted wounds）。美国 1929 年的通货紧缩没有外在的约束，而法国政府本来当然应该授权法兰西银行进行扩张性的公开市场操作。然而泰明（Temin，1989）认为，在中央银行承诺维持金本位制的前提下，一旦采用了这些破坏稳定的政策，就无法再扭转通货紧缩和萧条的状况。一旦通货紧缩过程开始，中央银行就陷入了竞争性的通货紧缩和对黄金的争夺中，并希望通过提高覆盖率来保护它们的货币抵御投机性冲击。任何单个中央银行进行通货再膨胀的努力都会使黄金立即流出，这迫使中央银行提高贴现率并再次开始通货紧缩。根据泰明的观点，即便是拥有大量黄金储备的美国也面临着这种约束。因此泰明不同意弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）的如下观点：联储未能维持美国货币供给的原因是因为它误解了问题或者缺乏领导能力。相反，他认为在承诺固守金本位制（以及缺乏有效的中央银行合作）的前提下，联邦储备体系除了听任银行倒闭和货币供给下降外，几乎没有选择。

就我们这里的目的而言，重要的不是中央银行的选择应该是什么，而是其选择了什么。对于什么引起了大萧条这一实际问题，我们只需注意从美国和法国开始了一场货币紧缩，并通过国际货币体系传播到全世界。⑥

如果通过金本位制传播的货币收缩是全球通货紧缩和萧条的原因，那么放弃（或从未采用）金本位制的国家应该能避免很多通货紧缩压力。事实似乎确是如此。乔杜里和科钦（Choudhri and Kochin，1980）指出，从未恢复金本位制并允许其汇率自由浮动的西班牙就避免了会影响其他欧洲各国的本国价格和产出下降。他们还证明，那些和英国一起于 1931 年放弃金本位制的斯堪的纳维亚国家比继续坚持金本位制的其他欧洲小国从大萧条中恢复得更快。这些观点的大部分内容都已经被哈勃勒（Haberler，1976）的一篇富有洞察力

⑥ 泰明（Temin，1989）认为德国的货币政策也提供了另外的紧缩推动力。

的论文预见到了。

相似地，艾钦格林和萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）关注了货币贬值（即放弃金本位制或贬值）的有益影响。他们根据10个欧洲国家的样本证明，贬值的国家比那些没有贬值的国家的出口和工业产值增长更快，并且贬值的国家的实际工资更低，利润更大，这可能有助于提高产出。艾钦格林和萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）指出，在这种情势中，不必认为贬值是“以邻为壑”的政策。由于贬值减轻了对世界货币供给增长的约束，它们在产生国内利益时对外国也有好处（虽然相互协调的贬值原本可能比实际发生的、缺乏协调的贬值更好）。⑦

表3—2到表3—4给出了其他一些关于坚持金本位制或脱离金本位制的影响的证据，这些证据大多和艾钦格林与萨克斯的思想一致，但使用了更多国家的数据集。这些表总括了坚持金本位制的决策与其他一些关键宏观经济变量——包括批发价格上涨幅度（wholesale price inflation）（表3—2）、一些国内货币政策指标（表3—3），以及工业产值（industrial production）的增长（表3—4）——之间的关系。为了构造这些表格，我们将24个样本国家分为4类：⑧（1）未实行金本位制的国家（西班牙）和1931年以前放弃金本位的国家（澳大利亚和新西兰）；（2）于1931年放弃完全金本位制（full gold standard）的国家（14个）；（3）1932—1935年间放弃金本位制的国家（罗马尼亚于1932年、美国于1933年、意大利于1934年、比利时于1935年）；（4）1936年仍坚持完全金本位制的国家（法国、荷

⑦ 这里仍然有一个问题，即国家脱离金本位制的时间差异是否可以看作是外生的。艾钦格林与萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）认为，考虑到单个国家的经历、制度和偶然事件在其决定脱离金本位制的时间上的重要性，外生性是合理的假设。各国对金本位制截然不同的态度（例如金本位国家集团和英镑集团之间）相当持续地影响了它们的政策。

⑧ 表3—1列出了我们样本中的国家，其中包括国际联盟相当完整地搜集了其数据（工业产值、价格水平和货币供给）的国家（League of Nations，*Monthly Bulletin of Statistics and Yearbooks*，各期；也可见于League of Nations，*Industrialization and Foreign Trade*，1945）。但我们没有包括拉美国家，这是因为考虑到数据问题，以及由于我们预期商品价格等因素在这些国家起着更重要的作用。然而Campa（即将发表）证明：金本位制以一种和在其他地方观察到的方式非常类似的方式把通货紧缩和萧条传递到了拉丁美洲。

兰、波兰)[⑨]。表3—2和表3—4给出了每个国家的数据、1931年放弃金本位制的国家的数据平均值、金本位国家集团中在1936年仍坚持金本位制的国家平均值，以及（1932—1935年间，当时每一类都包括许多国家）所有金本位制和非金本位制国家的平均值。因为表3—3给出了4个不同变量的数据，为了节约篇幅，我们只是给出了平均值。[⑩]

表3—2　　　　批发价格指数的对数差分

	1930年	1931年	1932年	1933年	1934年	1935年	1936年
	未采取金本位制的国家或1931年以前放弃金本位制的国家						
西班牙	−0.00	0.01	−0.01	−0.05	0.03	0.01	0.02
澳大利亚(1929)	−0.12	−0.11	−0.01	−0.00	0.04	−0.00	0.05
新西兰(1930)	−0.03	−0.07	−0.03	0.03	0.01	0.03	0.01
	于1931年放弃完全金本位制的国家						
奥地利	−0.11	−0.07	0.03	−0.04	0.02	−0.00	−0.01
加拿大	−0.10	−0.18	−0.08	0.01	0.06	0.01	0.03
捷克斯洛伐克	−0.12	−0.10	−0.08	−0.03	0.02	0.04	0.00
丹麦	−0.15	−0.13	0.02	0.07	0.09	0.02	0.05
爱沙尼亚	−0.14	−0.11	−0.09	0.02	0.00	−0.01	0.08
芬兰	−0.09	−0.07	0.07	−0.01	0.01	0.00	0.02
德国	−0.10	−0.12	−0.14	−0.03	0.05	0.03	0.02

⑨ 我们笼统地把“放弃金本位制”定义为：一个国家开始强加外汇管制、贬值或暂停黄金支付的第一天被认为是放弃了金本位（见表3—1列出的日期）。有一种反对这个定义的观点认为：根据我们定义的标准，有的国家甚至在“脱离”了金本位制后，仍然继续试图把汇率定在金本位制下确定的水平上。例如加拿大和德国。我们对此不试图加以解释，因为假如要说明该建议的话，就要通过考察诸如汇率、货币增长或价格风险等变量来定义“坚持金本位”。

⑩ 在构建金本位和非金本位国家的总平均值（grand averages）时，如果一个国家在一年的年中放弃金本位制，那它就会被同时包含在金本位制和非金本位制类别中，并且权重等于该年其在每个类别中所处时间的比例。在表中我们使用简单平均的而非加权平均计算，在下文给出的回归结果中也简单地赋予各国相同的权重。之所以这样做，是因为对于检验假设的目的而言（例如关于通货紧缩和萧条之间的关系），将每个国家（及它自己的货币、法律体系、金融体系等）都视为观测值的一个基本单元并赋予每个观测值相同的权重似乎更为合理，但是如果我们试图度量例如单个国家政策决策的总体经济重要性，加权平均将更为适合。

续表

	1930年	1931年	1932年	1933年	1934年	1935年	1936年
希腊	-0.10	-0.11	0.18	0.12	-0.01	0.02	0.02
匈牙利	-0.14	-0.05	-0.01	-0.14	0.00	0.08	0.03
日本	-0.19	-0.17	0.05	0.11	-0.01	0.04	0.06
拉脱维亚	-0.16	-0.18	0.00	-0.02	-0.01	0.05	0.04
挪威	-0.08	-0.12	0.00	-0.00	0.02	0.03	0.05
瑞典	-0.14	-0.09	-0.02	-0.02	0.06	0.02	0.03
英国	-0.17	-0.18	-0.04	0.01	0.04	0.04	0.06
平均	-0.13	-0.12	-0.01	0.00	0.02	0.03	0.04
1932年到1935年间放弃金本位制的国家							
罗马尼亚(1932)	-0.24	-0.26	-0.11	-0.03	0.00	0.14	0.13
美国(1933)	-0.10	-0.17	-0.12	0.02	0.13	0.07	0.01
意大利(1934)	-0.11	-0.14	-0.07	-0.09	-0.02	0.10	0.11
比利时(1935)	-0.13	-0.17	-0.16	-0.06	-0.06	0.13	0.09
1936年仍然坚持完全金本位制的国家							
法国	-0.12	-0.10	-0.16	-0.07	-0.06	-0.11	0.19
荷兰	-0.11	-0.16	-0.17	-0.03	0.00	-0.02	0.04
波兰	-0.12	-0.14	-0.13	-0.10	-0.06	-0.05	0.02
平均	-0.12	-0.13	-0.15	-0.07	-0.04	-0.06	0.08
总平均							
金本位制国家				-0.13	-0.07	-0.04	-0.05
非金本位制国家				-0.01	0.00	0.03	0.04

注：批发价格数据来自国际联盟（League of Nations）的《统计月报》（*Monthly Bulletin of Statistics*）与《年鉴》（*Yearbook*），各期。括号中的日期为该国放弃金本位制的年份，"放弃金本位制"被定义为实施外汇管制、贬值以及暂停金本位，参见表3—1。

表 3—3　　货币指标

	1930 年	1931 年	1932 年	1933 年	1934 年	1935 年	1936 年
			在 1931 年放弃完全金本位制的国家				
M_0 增长率	-0.04	-0.02	-0.07	0.06	0.05	0.05	0.08
M_1 增长率	0.01	-0.11	-0.07	0.02	0.05	0.04	0.08
M_2 增长率	0.03	-0.08	-0.04	0.03	0.05	0.05	0.06
贴现率的变动	-0.8	0.4	-0.2	-1.2	-0.4	-0.1	-0.1
			在 1936 年仍然坚持完全金本位制的国家				
M_0 增长率	0.03	0.07	-0.06	-0.02	0.01	-0.03	0.03
M_1 增长率	0.05	-0.06	-0.07	-0.05	0.01	-0.06	0.08
M_2 增长率	0.08	-0.00	-0.02	-0.02	0.02	-0.03	0.05
贴现率的变动	-1.4	-0.4	0.1	-0.4	-0.4	0.8	-0.3
				总平均：坚持金本位制的国家			
M_0 增长率				-0.04	-0.03	0.01	-0.02
M_1 增长率				-0.09	-0.04	-0.01	-0.06
M_2 增长率				-0.05	-0.01	0.01	-0.02
贴现率的变动				0.2	-0.5	-0.4	0.7
				总平均：放弃金本位制的国家			
M_0 增长率				-0.07	0.05	0.03	0.06
M_1 增长率				-0.06	0.01	0.04	0.05
M_2 增长率				-0.03	0.02	0.04	0.05
贴现率的变动				-0.3	-1.0	-0.4	-0.2

注：M_0 指流通中的货币和票据（notes）；M_1 为基础货币加商业银行存款；M_2 为 M_1 加储蓄存款。货币总量的增长率计算为对数差分形式。贴现率的变动以百分数计。数据来源于国际联盟的《统计月报》与《年鉴》，各期。

表3—4　　工业产值指数的对数差分

	1930年	1931年	1932年	1933年	1934年	1935年	1936年
	未采用金本位制的国家或1931年以前放弃金本位制的国家						
西班牙	-0.01	-0.06	-0.05	-0.05	0.01	0.02	NA
澳大利亚(1929)	-0.11	-0.07	0.07	0.10	0.09	0.09	0.07
新西兰（1930）	-0.25	-0.14	0.05	0.02	0.13	0.09	0.14
	1931年放弃完全金本位制的国家						
奥地利	-0.16	-0.19	-0.14	0.03	0.11	0.13	0.07
加拿大	-0.16	-0.18	-0.20	0.04	0.20	0.10	0.10
捷克斯洛伐克	-0.11	-0.10	-0.24	-0.05	0.10	0.05	0.14
丹麦	0.08	-0.08	-0.09	0.14	0.11	0.07	0.04
爱沙尼亚	-0.02	-0.09	-0.17	0.05	0.17	0.10	0.10
芬兰	-0.10	-0.13	0.19	0.02	0.03	0.10	0.09
德国	-0.15	-0.24	-0.24	0.13	0.27	0.16	0.12
希腊	0.01	0.02	-0.08	0.10	0.12	0.12	-0.03
匈牙利	-0.06	-0.08	-0.06	0.07	0.12	0.07	0.10
日本	-0.05	-0.03	0.07	0.15	0.13	0.10	0.06
拉脱维亚	0.08	-0.20	-0.08	0.31	0.15	0.05	0.04
挪威	0.01	-0.25	0.17	0.01	0.04	0.10	0.09
瑞典	0.03	-0.07	-0.08	0.02	0.19	0.11	0.09
英国	-0.08	-0.10	-0.00	0.05	0.11	0.07	0.09
平均	-0.05	-0.12	-0.07	0.08	0.13	0.10	0.08
	1932年到1935年间放弃金本位制的国家						
罗马尼亚(1932)	-0.03	0.05	-0.14	0.15	0.19	-0.01	0.06
美国（1933）	-0.21	-0.17	-0.24	0.17	0.04	0.13	0.15

续表

	1930 年	1931 年	1932 年	1933 年	1934 年	1935 年	1936 年
意大利（1934）	-0.08	-0.17	-0.15	0.10	0.08	0.16	-0.07
比利时（1935）	-0.12	-0.09	-0.16	0.04	0.01	0.12	0.05
1936 年仍然坚持完全金本位制的国家							
法国	-0.01	-0.14	-0.19	0.12	-0.07	-0.04	0.07
荷兰	0.02	-0.06	-0.13	0.07	0.02	-0.03	0.01
波兰	-0.13	-0.14	-0.20	0.09	0.12	0.07	0.10
平均	-0.04	-0.11	-0.17	0.10	0.02	0.00	0.06
总平均							
金本位制国家				-0.18	0.09	0.03	0.01
非金本位制国家				-0.06	0.08	0.12	0.09

注：工业产值数据来自国际联盟的《统计月报》与《年鉴》，各期，并根据国际联盟的《工业化与对外贸易》（*Industrialization and Foreign Trade*，1945）予以补充。

表3—2表明，通货紧缩和固守金本位制之间的联系似乎相当明显。正如乔杜里与科钦（Choudhri and Kochin，1980）所指出的，西班牙避开金本位制使其与一般的通货紧缩绝缘；新西兰和澳大利亚虽然较早地放弃了严格的金本位制但仍与英镑保持联系，因此也经历了一定程度的通货紧缩。那些1931年仍坚持金本位制的国家，在1930年和1931年都一致发生大约13%的通货紧缩。但在1931年之后，那些坚持和放弃金本位制的国家之间发生了严重的分化。到1933年，那些放弃金本位制的国家的价格水平就已经稳定下来（一两个国家例外），并且在1934—1936年发生了温和的通货膨胀。相反，坚持金本位制的国家继续通货紧缩，虽然通货紧缩率较低，这一直持续到1936年金本位制瓦解。

坚持金本位制的国家和放弃金本位制的国家的价格变动如此迥异，我们会预期它们的货币政策也会出现相似的差异。表3—3比较

了三种货币总量（简称为 M_0、M_1、M_2）的增长率的平均变动，以及中央银行贴现率的变动的平均行为。M_0 对应于流通中的货币和票据，M_1 是 M_0 加商业银行存款，M_2 是 M_1 加储蓄银行（savings bank）存款。[⑪] 从数据中似乎能看到所预期的金本位制与非金本位制国家货币政策的差异，虽然没有期待的那么明显。尤其是尽管 1932 年金本位制与非金本位制国家的通货紧缩率之间存在着 12 个百分点的差异，但该年两类国家的平均货币增长率差异很小，原因可能是在放弃金本位制的国家，较高的通货膨胀预期降低了货币需求，并且因而自我实现。但 1933—1935 年间各种货币指标和艾钦格林与萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）强调的结论更为一致，即脱离金本位可以使一个国家更自由地扩张其货币供给，从而逃出通货紧缩的泥潭。

基于金本位制对大萧条进行解释的理论的基本命题是，因为金本位具有紧缩性影响，坚持金本位对实际经济活动有负向影响（adverse consequences）。表 3—4 相当清楚地表明了这一命题的正确性。表中给出了样本国家的工业产值的增长率。虽然那些在 1931 年放弃金本位制的国家在 1930 年和 1931 年比金本位集团的国家表现稍差，但是脱离金本位之后就表现得好得多。1932—1935 年间，非金本位制国家的工业产值增长率比金本位制国家每年高出 7%，这是一个非常显著的效应。

总之，我们的包括 24 个国家的样本数据支持了如下观点：在坚持金本位制与通货紧缩、萧条的严重程度之间存在很强的联系。这些数据也支持了这样的假设（尽管证据不很清晰）：20 世纪 30 年代早期放弃金本位制的国家经济表现较好的一个原因是它们拥有货币扩张的自由。

---

⑪ 在使用 M_1 与 M_2 时，不应该严格按照字面意思对待，因为在不同国家，包含在每个类别中的资产的交易特征差别相当大。这两个总量的关键区别是深深地涉足于商业贷款的商业银行，它们在银行恐慌时更为脆弱。相反，储蓄银行持有的大多是政府证券，因此在恐慌时期常常获得存款。

3.3 通货紧缩与萧条之间的联系

给定上述的讨论和证据，接受如下的观点似乎是合理的，即20世纪30年代早期世界范围的通货紧缩是通过国际金本位制传递的货币收缩的结果。但这又提出了一个更难的问题：连接通货紧缩（价格下跌）和萧条（产出下滑）的确切渠道是什么呢？本节初步考察了一些机制。首先介绍近期研究所强调的两个主要渠道，然后讨论另一个渠道：引致性金融危机（induced financial crisis）。

（1）实际工资。如果工资具有某种程度的名义黏性，那么产出价格下降将会提高实际工资，降低劳动力需求。工资（或其他投入的成本）的向下黏性也会降低利润，因而有可能降低投资。这个渠道是艾钦格林和萨克斯所强调的（尤其见他们1986年的论文），内维尔和赛蒙斯（Newell and Symons，1988）也强调过。

表3—5列出了关于大萧条期间实际工资变动的一些证据，它与表2—4的形式类似。注意到表3—5使用了批发价格指数（它是最广泛地可获得的价格指数）作为工资的缩减因子（deflator）。根据此表，在1930—1931年间，大多数国家的实际工资确实大幅上涨了。1931年后，放弃金本位制的国家的实际工资温和地下降，而坚持金本位制的国家的实际工资则温和地上升。这些发现与艾钦格林和萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）的发现类似。

依赖名义工资黏性来解释通货紧缩的实际影响的做法与凯恩斯主义的传统是一致的，然而在大萧条的情势下却多少有点麻烦。给定以下三个原因，我们很难理解当时的名义工资为何反应如此迟钝：①那段时间失业严重；②长期合同的相对缺乏，工会力量薄弱；③假定公众清楚知道价格在下降，因而生活费用也在下降。在1921—1922年的经济紧缩中很多国家的工资下降非常快。直到1931年秋天美国的名义工资一直保持稳定（可能是由于大公司之间的协议，见O'Brien，1989），但是之后迅速下降；在大萧条初期，德国政府实际上试图压低工资。那么为什么我们在数据中发现了实际工资大幅上升呢？

表3—5　　实际工资的对数差分

	1930年	1931年	1932年	1933年	1934年	1935年	1936年
	未采用金本位制的国家或1931年以前放弃金本位制的国家						
西班牙				NA			
澳大利亚(1929)	0.10	0.01	-0.05	-0.04	-0.03	0.01	-0.03
新西兰 (1930)	0.03	0.00	-0.00	-0.05	-0.01	-0.01	0.10
	1931年放弃完全金本位制的国家						
奥地利	0.14	0.05	-0.04	-0.00	-0.05	-0.03	0.06
加拿大	0.11	0.15	0.00	-0.06	-0.05	0.02	-0.01
捷克斯洛伐克	0.14	0.11	0.08	0.02	-0.04	-0.05	-0.00
丹麦	0.17	0.11	-0.03	-0.07	-0.09	-0.01	-0.04
爱沙尼亚	0.16	0.07	0.02	-0.06	-0.01	0.06	-0.03
芬兰				NA			
德国	0.12	0.06	-0.03	-0.00	-0.07	-0.03	-0.02
希腊				NA			
匈牙利	0.14	-0.00	-0.07	0.09	-0.06	-0.11	-0.00
日本	0.05	0.21	-0.04	-0.12	0.02	-0.05	-0.05
拉脱维亚	0.20	0.18	-0.15	-0.05	0.01	-0.05	-0.02
挪威	0.08	0.08	0.02	-0.02	-0.01	-0.03	-0.02
瑞典	0.17	0.09	0.01	-0.02	-0.06	-0.01	-0.02
英国	0.17	0.16	0.02	-0.02	-0.03	-0.03	-0.03
平均	0.14	0.11	-0.02	-0.03	-0.04	-0.03	-0.02
	1932年到1935年间放弃金本位制的国家						
罗马尼亚(1932)	0.20	0.14	-0.10	-0.05	-0.02	-0.15	-0.12
美国 (1933)	0.10	0.13	-0.01	-0.03	-0.04	-0.03	0.02

续表

	1930 年	1931 年	1932 年	1933 年	1934 年	1935 年	1936 年
意大利（1934）	0.10	0.07	0.05	0.07	-0.01	-0.11	-0.06
比利时（1935）	0.19	0.10	0.07	0.04	0.01	-0.16	-0.02
1936 年仍然坚持金本位制的国家							
法国	0.21	0.09	0.12	0.07	0.06	0.09	-0.06
荷兰	0.12	0.14	0.09	-0.02	-0.04	-0.01	-0.06
波兰	0.11	0.06	0.05	0.00	0.01	0.02	-0.03
平均	0.15	0.10	0.09	0.02	0.01	0.03	-0.05
总平均							
金本位制国家				0.05	0.03	0.01	0.02
非金本位制国家				-0.02	-0.03	-0.03	-0.04

注：实际工资是男性工人（熟练工人，如果数据可得的话）的名义小时工资除以批发价格指数。工资数据来自国际劳工办公室（International Labor Office）《劳动力统计年鉴》（*Year Book of Labor Statistics*），各年。

一个可能的解释是度量问题。有很多问题（例如技能和工业结构的变化）使得测算实际工资的周期变化相当困难，即使今天仍是如此。伯南克（Bernanke，1986）指出，就美国来说，由于每周工作时间的大幅消减和劳动窖藏（hoarded labor）现象的出现，实际工资可能只是劳动力的边际成本的一个粗劣度量。

在度量问题上，艾钦格林与海顿（Eichengreen and Hatton，1987）正确地指出，还应该用有关产品价格而不是一般价格指数对名义工资进行缩减处理。他们重新计算了 5 个国家 1929—1938 年间的产品工资指数（名义工资比制造业产品价格）表，其数据如表 3—6 所示。与表 3—5 一样，表 3—6 也表明，在 20 世纪 30 年代早期，实际工资在增长，但总体上说，实际工资增长和萧条之间的相关性不是很强。在主要国家中，可能失业问题最为严重的德国，其实际工资

几乎没有增长；[12] 1932年开始复苏的英国，在其复苏时期，实际工资以相当平稳的趋势增长；美国的实际工资只是在其复苏之初短暂下降，之后是增长的。因此就这一点而言，实际工资黏性作为传递机制似乎有些含糊。

表3—6　**产品工资指数**

年份	英国	美国	德国	日本	瑞典
1929	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1930	103.0	106.1	100.4	115.6	116.6
1931	106.4	113.0	102.2	121.6	129.1
1932	108.3	109.6	96.8	102.9	130.0
1933	109.3	107.9	99.3	101.8	127.9
1934	111.4	115.8	103.0	102.3	119.6
1935	111.3	114.3	105.3	101.6	119.2
1936	110.4	115.9	107.7	99.2	116.0
1937	107.8	121.9	106.5	87.1	101.9
1938	108.6	130.0	107.7	86.3	115.1

数据来源：Eichengreen and Hatton，1987，15

（2）实际利率。在标准的IS—LM宏观模型中，货币收缩通过左移LM曲线减少产出，提高实际利率，因而减少支出。然而，正如泰明（Temin，1976）在他最初批评弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz）时指出的那样，影响LM曲线的是实际货币余额而不是名义货币余额，并且因为价格下降很快，实际货币余额在货币收缩过程中很少下降，而且甚至会上升。

然而，即使实际货币余额根本不变，通货紧缩还会通过另一种方式提高事前（ex ante）实际利率。因为对现金不支付名义利率，在

⑫ 然而必须指出，近期对德国失业的实际工资解释认为，不仅是1929年之后的高失业率，而且20世纪20年代中后期的高失业率，都可以用高实际工资来解释（Borchardt，1979）。

均衡时资产的名义利率必须不低于其相对于现金的流动性和风险补偿(risk premia)。因此即使价格和工资具有完全弹性，10%的通货紧缩预期将导致实际利率下降10%。在名义利率标在纵轴的IS－LM图上，通货紧缩预期增大，则IS曲线左移。

人们是否预料到了20世纪30年代早期的通货紧缩呢？这一点众说纷纭（虽然几乎完全是讨论美国的情况）。我们在此增加两点理由来支持当时人们没有充分预期到世界范围内的通货紧缩的观点。

第一，在通货紧缩国家，名义利率下限是否有约束力？（如果这一机制发挥作用的话，那么名义利率下限就应该有约束力）虽然在20世纪30年代，美国政府债务的利率常常近乎为0，但其他国家并非如此。例如，法国国库券收益率从1932年0.75%的低收益率上升到1933年的2.06%、1934年的2.25%和1935年的3.38%；在1933—1935年间，法国国库券的名义收益率平均超过英国国库券几百个基本点（basis points）。[13]

第二，认为通货紧缩很大程度上被预料到的观点，必须解释如下的事实，即当时无论放弃还是坚持金本位制，安全资产（safe assets）的名义收益非常相近。如果金本位国家预料到了持续的通货紧缩，而放弃金本位制的国家预料到了通货膨胀，则名义收益相近意味着实际收益的巨大差异。在均衡时有可能存在如此大的差异，如果它能被预期的实际汇率变动抵消的话，然而在坚持和放弃金本位制的国家之间，实际收益的差异高达11%～12%（1932年在两个集团间已经实现的收益差异）似乎是不可能的。[14]

（3）金融危机。通货紧缩借以引起萧条的第三个机制是通过通货紧缩对金融系统运行的影响来发挥作用的，这在近期的文献中未被提及。货币非中性的根源不过是因为银行债务工具（debt instrument）

---

⑬ 然而，由于法国存在大量赤字，因此当时可能存在对政府违约（government default）的一些担忧。可以想像，这能解释法国国库券利率较高的问题。

⑭ 对此观点的可能回应是，对贬值的担忧给金本位国家的资产增加了风险升水。可以通过考察外汇远期利率来检验该观点，见艾茵奇格（Einzig，1937）。除了贬值前夕，金本位货币的远期升水一般都很小。尤其是1932年美元兑英镑汇率的3个月期升水在6月份的第一周达到最大值，约为4.5%（年利率），但在该年的大多数时候，升水比该值小得多。

（包括存款）都是用货币来估值的，所以通货紧缩会削弱借款人（borrower）——包括非金融性企业和金融中介——的金融地位。

首先考虑金融中介（银行）的情形。[15] 银行负债（主要是存款）的名义价值几乎完全是固定的。根据银行体系的不同，银行持有的资产要么主要是债务工具，要么是债务和权益（equity）的组合。债务和权益的所有权本质上等价于对资本（capital）的直接所有权，因此在这种情况下，银行负债是名义的，而资产是实际的，所以未预期到的通货紧缩会立即压缩银行的资本头寸。当只持有债务作为资产时，通货紧缩的影响才暂时是中性的，或稍微有利于银行。然而，一旦借款人的股本缓冲额（equity cushion）[16] 被耗尽，银行就成了借款人的实际资产的所有者，因此最终这类银行也会遭受通货紧缩的压榨。

根据以上讨论，随着银行资本所受的压力增大，其正常运行将会受阻。例如，它可能不得不收回贷款或拒绝发放新的贷款。最后，银行资本即将耗尽，引起存款者挤兑，这会使银行一命呜呼或者严重削弱其运行能力。最终结果常常是政府接管这一中介机构。例如在大萧条中屡见不鲜的是，政府通过发行债务来融资以收购破产的银行，其中发行的这笔债务由消费者直接或间接地持有，它代替了那些（消失了的）商业银行存款。因此，政府机构实际上成了中介链条上的一环。[17]

虽然银行问题可能是大萧条中比较引人注目的事件，相同形式的非中性可能影响非金融企业和其他借款人。“债务型通货紧缩”过程，即价格下跌引起的名义债务的实际价值上升，侵蚀了借款人的净财富头寸。借款人金融地位的削弱会影响其行为（例如，企业可能试图通过解雇工人或消减投资来保留金融资本），而且借款人—贷款者之间的代理关系的弱化会降低获得新信用的可能性。因此，正如伯

---

⑮ 弗拉德和伽伯（Flood and Garber, 1981）用一个理论模型分析了通货紧缩对银行的影响，以及通货紧缩与银行挤兑之间的关系。

⑯ 也有的文献翻译为“股本作垫”、“股本缓冲”、“安全垫”、“衡平调节额”等——译者注。

⑰ 我们这里不能解决的一个重要问题是，政府接管银行后，是否会恢复一些中介服务？或者相反的问题：政府是否主要作为清偿代理机构（liqudation agent）行使职能？

南克与戈特勒（Bernanke and Gertler，1990）详细讨论过的：原则上说，即使企业没有经历破产清算，（例如由债务型通货紧缩引起的）“财务危机”也会带来重大的经济损失。

在评价这些以及其他机制对产出的定量影响之前，我们简要讨论一下大萧条时期金融危机的国际一致性。

3.4 两次大战之间的银行业与金融危机

金融危机是两次大战之间的显著特征。本节关注银行部门的问题，并且在较低程度上关注上文讨论过的国内债务人的问题。股市崩溃和外债违约当然也很重要，但限于篇幅，在此不重点讨论。

表3—7列出了两次大战之间一些重要的银行危机的编年表。表中的简要概述表明，就银行危机的严重程度来说，表3—7涵盖的范围相当广泛。然而这个编年表还应该给出：①在两次大战之间很多国家发生了严重的银行问题；②在1931年5月的奥地利信贷银行（Creditanstalt）危机和德国的银行问题加重之后，银行问题在1931年春季和秋季之间达到顶峰。

表3—7　**两次大战之间的银行危机编年表（1921—1936）**

日期	国家	危机
1921年6月	瑞典	开始于1921—1922年的存款收缩导致银行重组。1922年政府通过信贷银行（Credit Bank）治理危机
1921—1922年	荷兰	银行倒闭（如著名的Marx and Co.）与合并
1922年	丹麦	最大的银行之一Danske Landmandsbank发生严重损失，较小的银行破产清算。Landmandsbank维持运营，直到1928年4月在政府担保下重组
1923年4月	挪威	Centralbanken for Norge破产
1923年5月	奥地利	主要银行——Allgemeine Depositenbank陷入困境，于同年7月破产清算
1923年9月	日本	在东京地震影响下，坏账威胁台湾银行（Bank of Taiwan）和朝鲜银行（Bank of Chosen），这两家银行在政府协助下进行了重组
1925年9月	西班牙	Banco de la Union Mineira和Banco Vasca两家银行破产
1926年7—9月	波兰	银行挤兑引起三家大银行停止支付。银行危机一直持续到1927年
1927年	挪威、意大利	无数小银行陷入困境，但没有大银行破产

续表

日 期	国 家	危 机
1927年4月	日本	32家银行不能支付。第十五银行（15th Bank）和台湾银行（Bank of Taiwan）重组
1929年8月	德国	Frankfurter Allgemeine Versicherungs AG崩溃，接下来很多小银行破产，柏林和法兰克福（Frankfurter）的储蓄银行发生挤兑
1929年11月	奥地利	第二大银行波登信贷银行（Bodencreditanstalt）破产，并与奥地利信贷银行（Creditanstalt）合并
1930年11月	法国	亚当银行（Banque Adam）、Boulogne-sur-Mer and Oustric Group破产。各省银行（provincial banks）挤兑
	爱沙尼亚	两家中等规模的银行——塔林爱沙尼亚政府银行（Estonia Government Bank Tallin）与塔林信贷银行（Reval Credit Bank，Reval即德文Tallin——译者注）破产，危机持续到1月
1930年12月	美国	合众国银行（Bank of United States）破产
	意大利	三家最大银行开始发生挤兑。1931年4月开始恐慌，接下来政府重组和接管了冻结的工业资产
1931年4月	阿根廷	政府通过允许国民银行（Banco de Nacion）在政府所有的Caja de Conversion再贴现来源于其他银行的商业票据来应对银行恐慌
1931年5月	奥地利	奥地利信贷银行（Creditanstalt）发生危机，外国存款者挤兑
	比利时	关于该国第二大银行布鲁塞尔银行（Banque de Bruxelles）即将破产的谣言引发了所有银行的挤兑。当年晚些时候，贬值预期导致了外国存款的流失
1931年6月	波兰	银行挤兑，尤其是与奥地利信贷银行（Creditanstalt）相关的华沙贴现银行（Warsaw Discount Bank），这是奥地利危机的蔓延
1931年4—7月	德国	银行挤兑使1930年夏季开始便处于困境的银行系统问题更为严重。在同年6月存款大量流失以及外汇持续增加的压力之下，许多银行不能支付存款，Darmsttader Bank倒闭。银行休假
1931年7月	匈牙利	布达佩斯银行（Budapest bank）（尤其是General Credit Bank）发生挤兑。外国存款人提款之后签署了外国债权人暂停提款合约。银行休假
	拉脱维亚	和德国有关的银行发生挤兑。Librau Bank与里加国际银行（Riga International Bank）遭受重创
	奥地利	维也纳Mercur银行（Vienna Mercur-Bank）破产
	捷克斯洛伐克	对外国存款的挤兑引发了对本国存款的挤兑，但没有发生一般性的银行恐慌
	土耳其	在德国危机影响下，德意志银行（Deutsche Bank）的分支机构发生挤兑，Banque Turque pour le Commerce et l'Industrie崩溃
	埃及	德意志东方银行（Deutsche Orientbank）在开罗以及亚历山大的分支机构发生挤兑
	瑞士	通过Comptoir d'Escompte de Geneve的接管挽救了Union Financiere de Geneve

续表

日 期	国 家	危 机
	罗马尼亚	德国控制的 Banca Generala a Tarii Romanesti 崩溃。罗马信用银行（Banca de Credit Romand）以及罗马尼亚银行（Banca Romaneasca）发生挤兑
	墨西哥	Credito Espanol de Mexico 发生挤兑之后暂停支付。Banco Nacional de Mexico 发生挤兑
1931 年 8 月	美国	发生一系列银行恐慌，1931 年 10 月最为严重。在 1931 年 8 月至 1932 年 1 月之间，1860 家银行倒闭
1931 年 9 月	英国	外在负担，以及关于伦敦商人银行受到威胁的谣言，欧洲各国（尤其是匈牙利和德国）被深深卷入
	爱沙尼亚	英镑危机之后，遭遇普遍银行挤兑；11 月发生第二波挤兑
1931 年 10 月	罗马尼亚	Banca Marmerosch，Blank & Co. 破产。严重的银行挤兑
	法国	主要的存款银行国民信贷银行（Banque Nationale de Credit）崩溃，重组为国民工商银行（Banque Nationale pour le Commerce et l'Industrie）。其他银行发生破产或挤兑
1932 年 3 月	瑞典	克罗伊格（Krueger）工业和金融帝国的崩溃，削弱了大银行斯堪的纳维亚信贷银行（Skandinaviaska Kreditaktiebolaget），但是没有发生普遍的恐慌
1932 年 5 月	法国	大型投资银行巴黎联合银行（Banque de l'Union Parisience）发生损失，被迫与法国信贷公司（Credit Mobilier Francaish）合并
1932 年 6 月	美国	芝加哥一系列银行破产
1932 年 10 月	美国	新一轮的银行破产，特别是在中西部（Midwest）以及远西区（Far West，指洛矶山至太平洋沿岸的地区——译者注）
1933 年 2 月	美国	大范围银行恐慌，导致各州银行休假以及 3 月全国范围的银行休假
1933 年 11 月	瑞士	大型银行（Banque Populaire Suisse）遭受重大损失之后重组
1934 年 3 月	比利时	比利时旅游银行（Banque Belge de Travail）破产之后，发生了普遍的银行和外汇危机
1934 年 9 月	阿根廷	秋季发生的银行问题促使政府发起四家银行的合并（Banco Espanol del Rio de la Plata，Banco el Hogar Argentina，Banco Argentina - Uruguayo，Ernesto Tornquist and Co.）
1935 年 10 月	意大利	意大利人侵阿比西尼亚（Abyssinia（东非国家埃塞俄比亚（Ethiopia）的旧称——译者注）之后存款额下降
1936 年 1 月	挪威	存款额多年稳定，但是，法定的银行存款税引发计挤兑（直至秋季）
1936 年 10 月	捷克斯洛伐克	对第二次克朗（crown）贬值的预期导致存款挤兑

弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）强调，银行问题的统计指标是存款/通货比率。表3—8中列出了我们各样本国家商业银行的存款/通货比率的变动数据。把表3—8和表3—7相比是很有意思的。大多数（但不是所有）主要银行危机与存款/通货比率的大幅下降相关。最重要的例外是1931年的意大利，在接管破产银行之前，意大利政府隐瞒了银行系统的大部分问题。而另一方面，也有些存款/通货比率显著下降与银行业恐慌无关，银行体系的重建和汇率困难可以解释这些插曲的一部分。

表3—8　　**商业银行存款/通货比率的对数差分**

	1930年	1931年	1932年	1933年	1934年	1935年	1936年
澳大利亚	−0.05	−0.12*	0.05	0.01	0.05	−0.03	−0.01
奥地利	0.17	−0.40*	−0.06	−0.20*	−0.07	−0.01	−0.02
比利时	−0.13*	−0.22*	−0.10*	0.07	−0.13*	−0.27*	−0.02
加拿大	0.07	−0.01	0.03	−0.05	0.00	0.01	−0.06
捷克斯洛伐克	−0.11	−0.08	0.07	0.02	0.07	−0.03	−0.11*
丹麦	0.08	−0.03	0.00	−0.07	0.02	0.02	−0.00
爱沙尼亚	0.16	−0.29*	−0.02	−0.05	0.10	0.05	0.13
芬兰	0.09	−0.05	0.14	−0.04	−0.06	−0.04	−0.09
法国	−0.07	−0.12*	−0.01	−0.10*	−0.07	−0.10	−0.03
德国	−0.11*	−0.40*	0.05	−0.09	−0.01	−0.08	−0.02
希腊	0.17	0.07	−0.27*	−0.03	0.06	−0.04	0.02
匈牙利	0.07	−0.07	0.10	−0.03	−0.08	−0.05	−0.03
意大利	0.04	−0.01	0.05	0.06	0.01	−0.20*	0.08
日本	0.09	0.03	−0.12*	−0.04	0.03	−0.00	0.09
拉脱维亚	0.03	−0.57*	0.11	−0.06	0.12	0.10	0.45
荷兰	0.10	−0.36*	−0.05	−0.06	−0.05	−0.08	0.24
挪威	0.04	−0.15*	−0.06	−0.09	−0.01	0.03	−0.23*
新西兰	0.04	−0.11*	0.03	0.07	0.15	−0.08	−0.32*
波兰	0.07	−0.29*	−0.02	−0.08	0.10	−0.06	0.10
罗马尼亚	0.11	−0.76*	−0.05	−0.11*	−0.28*	0.10	−0.16*
瑞典	−0.00	−0.00	−0.02	−0.06	−0.11*	−0.08	−0.07
西班牙	0.00	−0.24*	0.08	0.03	0.01	0.06	NA
英国	0.03	−0.07	0.10	−0.07	−0.02	0.01	−0.03
美国	0.00	−0.15*	−0.26*	−0.15*	0.14	0.05	0.02

注：表中各项为商业银行存款与货币以及流通中的票据之比的对数差分。数据来自国际联盟《统计月报》与《年鉴》，各期。

*表示下降超过0.10。

到底是什么引起了银行业恐慌？在某一层面上，恐慌是对通货紧缩和金本位制度运行的内生反应。在1931年世界银行危机的顶峰到来时，通货紧缩和与之相伴的萧条已经持续了将近两年。与上一节最后的分析相一致，价格下跌降低了银行资产的名义价值，但没有降低银行负债的名义价值。此外，金本位的游戏规则严重地限制了中央银行作为最后贷款人来消除恐慌的能力。实际上，因为银行恐慌常常与外汇危机（下文将会讨论）同时发生，为了维持可转换性，中央银行在面临恐慌时通常会收紧货币政策。证明银行问题与“游戏规则”的约束之间存在关联性的证据是，任何国家在放弃金本位制之后，实际上不存在严重的银行恐慌——尽管到放弃金本位制时，大多数国家已经采取了有力的金融改革措施。

然而，虽然通货紧缩和坚持金本位制是恐慌的必要条件，但却不是充分条件。许多国家承受了和那些存在银行问题的国家相似的通货紧缩冲击，但在整个两次大战之间一直没有发生大的银行挤兑和倒闭。[18] 以下因素有利于解释哪些国家遭受了银行恐慌。

（1）银行结构。银行体系的组织结构是决定银行脆弱性的重要因素。首先，拥有“单一银行”（unit banking）体系，即拥有大量规模小而且相对单一的银行的国家遭受了较严重的银行恐慌。最主要的例子当然是美国，其银行集中程度很低，但是小银行的破产具有高度一致性，其他国家（如法国）也可以见到这种现象。加拿大银行是分支银行制（branch banking），在大萧条期间没有经历银行破产（虽然许多分支行被关闭）。通过银行体系分散风险使瑞典和英国受益匪浅。[19]

其次，那些按德国或比利时的模式建立的“全能的”（universal）

---

⑱ 在下一节我们将样本分为两组：11个存在严重银行问题的国家和13个没有这些问题的国家。在1930年，即银行危机达到顶峰的前一年，没有发生银行问题的国家遭受了平均为12%的通货紧缩和6%的工业产值下降；经历了恐慌的那组国家的数据分别是13%和8%。因此，在大萧条早期，这两组国家之间没有很大的差异。相反，在1932年（最严重的银行危机之后的那一年），没有银行危机的国家的工业产值增长率平均为-2%，经历危机的那组国家则是-16%。

⑲ 虽然这种相关性在大萧条时似乎存在，但我们不想无条件地得出分支银行制更加稳定的结论；分支有利于分散化，但也增加这样一种风险，即几个大银行的问题可能会导致整个金融网络瘫痪。

或“混合的”（mixed）银行体系在通货紧缩时似乎更加脆弱。在安格鲁—萨克森（Anglo-Saxon）银行模式中，至少从理论上来说贷款是短期的，银行与企业之间关系密切。相反，全能银行在客户企业中有长期的有时占主导地位的股权头寸。和安格鲁—萨克森银行主要持有债务工具这一点不同，全能银行的资产包括长期证券和股权投资，长期证券在危机中缺乏流动性，而后者则使全能银行暴露在股市崩盘的影响下。最极端的例子可能是奥地利，在一系列兼并之后，到1931年，声名狼藉的奥地利信贷银行更像是一家大型控股公司，而不是银行。在它于1931年5月破产时，它拥有64家企业，占了奥地利名义资本的65%（Kindleberger，1984）。

（2）银行对短期外国债务的依赖。有些最严重的银行问题发生在那些其大部分存款为外国人持有的国家。与国内存款相比，所谓的热钱对金融问题更为敏感。外国存款者的挤兑不仅代表了银行系统的损失，而且也常常是储备的损失。正如我们已经指出的，这些外在威胁限制了中央银行对银行形势作出反应的能力，因此银行危机和汇率危机交织在一起。[20] 中欧许多银行危机的解决方案是签署“冻结协议”（standstill agreements），即禁止外国债权人提款，留待未来商议。

银行资产负债表资产方的国际联系也很重要，尤其是欧洲大陆许多银行受到了奥地利和德国危机的严重影响。

（3）20世纪20年代的金融和经济历程。20世纪20年代从较差的条件中新兴的国家更容易受到恐慌的损害，这不应令人特别惊诧。奥地利、德国、匈牙利和波兰都在20世纪30年代遭受了恶性通货膨胀和经济混乱的冲击，也都在1931年遭受了严重的银行恐慌。限于篇幅，我们对此不作充分讨论。有一点似乎很明显，即欧洲金融危机的肇始至少部分地独立于美洲的发展——此观点反对那种完全以美国为中心来解释大萧条起源的观点。

但是，还应该强调的是，不仅20世纪20年代的金融危机很重要，应对危机的政策也很重要。奥地利可能是三番五次地“解决”

---

[20] 这两方面互为因果。例如，维格莫尔（Wigmore，1987）争论说1933年美国的银行恐慌部分地是由挤兑美元引起的。

接二连三发生的银行问题的最极端的例子。该国在20世纪20年代始终都存在银行问题，主要的解决办法是把即将破产银行并入仍然有支付能力的银行。1927年奥地利波登信贷银行（Austrian Bodencreditanstalt）被迫兼并两家即将破产的银行，这一兼并削弱了波登信贷银行的实力，这是它在1929年被迫并入奥地利信贷银行的部分原因。奥地利信贷银行清偿能力不足的问题，最终在1931年5月它的一位董事拒绝签订一个“乐观的”金融报告时暴露出来，从而引发了欧洲危机最为严重的阶段。

相反，20世纪20年代早期发生问题并进行了根本性改革的银行，在大萧条时期的表现就好一些。例如瑞典、日本与荷兰，它们在20世纪20年代都存在严重的银行问题，但是通过基础性重组和援助方案，银行能够稳健运营（最脆弱的银行被关闭）。可能因为这个原因，这三个国家在20世纪30年代问题较小。在瑞典的克罗伊格金融帝国（Kreuger financial empire）崩溃之后，一家大银行——斯堪的纳维亚信贷银行（Skandinaviska Kreditaktiebolaget）遭受了惨重的损失；丹麦一家中等规模银行——阿姆斯特尔银行（Amstelbank）因为与奥地利信贷银行有关联而破产，但这都只是孤立的破产，没有引起广泛的恐慌。

关于这方面，荷兰与其邻居比利时相映成趣。比利时的银行问题从1931年一直持续到1935年，它试图保护银行免受更大损失，结果导致比利时法郎最终贬值。这两个国家都严重依赖于对外贸易，都固守金本位制，然而在大萧条早期，荷兰的表现却比比利时好得多（见表3—4）。这是银行危机和产出之间的相关性的一点证据。

总体来说，虽然银行危机是对萧条的内生反应，但是不同国家的危机也反映了各种制度因素和其他前提条件，因此比较通货紧缩对具有和不具有严重银行问题的国家的实际影响，将会是个有趣的课题。

与银行危机相比，人们很少记载“债务型通货紧缩”，即非金融借款人（nonfinancial borrowers）的问题。只有美国在20世纪30年代的债务问题被很好地记录下来（见伯南克，1983的摘要和参考文献）。在美国，大公司没有遇到严重的问题，但是由于未清偿债务

(outstanding debts) 中通常有一半被赖掉了，所以其他多数部门——小企业、农民、抵押借款人、州政府和地方政府——都受到了严重的影响。新政中的大部分就是各种形式的债务调整和减免。

其他国家有很多零散的记录但没有系统的数据。因为日益严重的财务危机迫使破产的操作和程序都发生了变动，所以很难对银行破产和违约的总体数据作出解释。例如，1932 年 12 月份出版的国际联盟《统计月报》去掉了有关破产的表格，给出的理由是："如今各种形式的协议使公开破产得以避免，也使该表再无价值可言"（第 529 页）。破产规则变动的最极端例子也许是罗马尼亚的《1932 年 4 月债务让渡法》(April 1932 Law on Conversion of Debts)，它本质上剥夺了债权人强迫债务人破产的权利。破产处理方法的变动无疑减小了债务违约的影响，但是发生这些变动就意味着问题一定非常严重。如果数据允许的话，更具体地逐个研究每个国家的通货紧缩对企业资产负债表的影响，以及对财务状况与企业投资、生产和雇佣决策之间的关系的影响，将是非常有价值的。类似的评论也适用于外债问题，不过，同国内债务相比，艾钦格林和萨克斯 (Eichengreen and Sachs，1986) 等人最近进行的引人注目的成果已经为我们提供了较好的研究基础。

3.5 回归结果

在本节中我们给出了基于面板数据集的实证结果。我们感兴趣的主要问题是从通货紧缩到产出的各种传递机制的相对重要性。我们也提出一个迄今为止没有讨论过的问题，即银行危机是否曾经加剧了通货紧缩。

表 3—9 给出了基本的回归结果，它包含了各国工业产值的对数差分与解释变量的各种组合之间的关系。右边变量的定义如下：

$\Delta \ln PW$：批发价格指数的对数差分。

$\Delta \ln E_X$：名义出口的对数差分。

$\Delta \ln W$：名义工资的对数差分。

DISC：相对其 1929 年的值测算的中央银行的贴现率（加拿大使

用的是政府债券利率；因为没有找到新西兰1929年的利率，所以在包括DISC的那个回归中该国被排除）。

PANIC：虚拟变量，等于一国某年遭受严重银行问题的月份数（下文将具体介绍）。

ΔlnMo：流通中货币和票据的对数差分。

表3—9　**工业产值的对数差分的决定因素（被解释变量：ΔlnIP）**

方程	解释变量					
	ΔlnPW	ΔlnEχ	ΔlnW	DISC	PANIC	ΔlnMo
(1)	0.855 (0.098)					
(2)	0.531 (0.095)				−0.0191 (0.0026)	
(3)	0.406 (0.121)	0.231 (0.043)				
(4)	0.300 (0.111)	0.148 (0.041)			−0.0157 (0.0027)	
(5)	0.364 (0.141)	0.231 (0.046)	0.272 (0.206)			
(6)	0.351 (0.128)	0.150 (0.044)	−0.072 (0.197)		−0.0156 (0.0029)	
(7)	0.296 (0.123)	0.103 (0.044)	−0.119 (0.189)	−0.0358 (0.0102)	−0.0138 (0.0028)	
(8)		0.217* (0.048)	−0.015 (0.189)		−0.0126 (0.0031)	0.405 (0.098)

注：各变量的定义请见正文。样本区间是1930—1936年。面板数据包括24个国家，在方程（5）～（8）中，芬兰、希腊与西班牙因为缺失工资数据而被排除。国别虚拟变量（country-specific dummies）的估计系数没有列出。括号中是标准差。

*方程（8）中的出口增长率用实际量度量。

我们引入出口作为解释变量来控制贸易对经济增长的影响，其中包括艾钦格林和萨克斯（Eichengreen and Sachs，1986）讨论过的竞争性贬值带来的好处。引入工资作为解释变量来检验从通货紧缩到萧条的实际工资传递渠道。当然，在理论上这两个变量都应该以实际量而非名义量的形式计算，不幸的是在实际应用中，理论表述的缩减因子并不总是可以获得的（正如我们在上文讨论实际工资时指出的那样）。我们可以通过假设真实的方程形式（例如下式）解决这个问题：

$$\Delta \ln IP = \beta_e (\Delta \ln E\chi - \Delta \ln P_e) + \beta_w (\Delta \ln W - \Delta \ln P_w) + error \quad (1)$$

其中最优的缩减因子 P_e 和 P_w 是得不到的。假设未观测到的缩减因子的对数变动和批发价格指数的对数变动的映射关系如下：

$$\Delta \ln P_i = \Psi_i \Delta \ln PW + u_i \quad i = e,\ w \quad (2)$$

其中 u_i 与 $\Delta \ln PW$ 无关，且推测 Ψ_i 为正，则（1）变为：

$$\Delta \ln IP = -(\beta_e \Psi_e + \beta_w \Psi_w) \Delta \ln PW + \beta_e \Delta \ln E\chi + \beta_w \Delta \ln W + new\ error \quad (3)$$

上式表明，我们允许 ΔlnPW、出口与工资的名义增长率分别被引入方程，这也是我们下文采用的方式。[21] 将 ΔlnPW 独立地放入方程，有一个额外的好处是这使我们可以考虑没有被其他解释变量捕捉到的通货紧缩（例如债务型通货紧缩）的任何其他影响。

方程中包含贴现率 DISC 是为了体现利率渠道，并作为货币政策的额外的代理变量。因为每个方程中都含有 ΔlnPW，因此包含名义利率 DISC 实际上等价于包含事后的实际利率。也就是说，我们实际上假定通货紧缩被完全预期到了，这将对实际利率渠道假说有利。

为了控制财政政策，在我们的第一个估计方程中还引入了反映中央政府支出的变量。因为其估计系数总为负（错误的符号），系数很小并且不是统计显著的，所以在列出估计结果时把这个政府支出变量

---

[21] 有人已经向我们指出：如果名义工资是严格刚性的，那么即使实际工资变动可能是通货紧缩效应的一个重要传递渠道，这种方法也无法发现工资的影响。我们对此的回复是，如果名义工资是完全刚性的，那么“实际工资很重要”这一假设永远无法和备择假设“通货紧缩通过其他某个渠道发挥作用”区分开。

排除了。

构建虚拟变量PANIC要求我们判断哪个国家的银行危机最为严重，我们通过阅读一手和二手资料对此得出判断。我们以首次严重的银行问题发生的时间作为计算危机时期的起点。如果存在一些清晰的分界点（例如美国1933年的银行休假），我们将其作为危机的结束时间，否则我们将武断地假定银行危机的影响会在其高峰点之后持续一年。虚拟变量反映的银行危机如下（也见表3—7）：

①奥地利（1931年5月—1933年1月）：开始于奥地利信贷银行危机，结束时间为奥地利信贷银行外债的官方清算时间。

②比利时（1931年5月—1932年4月；1934年3月—1935年2月）：奥地利信贷银行危机之后的比利时危机爆发之后一年，以及旅游银行（Banque Belge de Travail）破产引发的全面性危机之后一年。

③爱沙尼亚（1931年9月—1932年8月）：全面的银行危机之后一年。

④法国（1930年11月—1932年10月）：1930年11月法国银行危机的高峰点后一年。1931年10月法国银行危机的高峰点后一年（见Bouvier，1984）。

⑤德国（1931年5月—1932年12月）：开始于德国主要的银行危机，到德国建立国有机构清算银行坏账为止。

⑥匈牙利（1931年7月—1932年6月）：布达佩斯发生挤兑与银行休假之后一年。

⑦意大利（1931年4月—1932年12月）：从银行恐慌发生开始，到意大利建立了一个新的国家控股公司Istituto por le Riconstruzione Industriale（IRI）接管银行资产为止。

⑧拉脱维亚（1931年7月—1932年6月）：银行恐慌开始之后一年。

⑨波兰（1931年6月—1932年5月）：银行恐慌开始之后一年。

⑩罗马尼亚（1931年7月—1932年9月）：从危机发生开始，到1931年10月的高峰点之后一年为止。

⑪美国（1930年12月—1933年3月）：从合众国银行（Bank of

United States）倒闭开始直到银行休假。

在上面的列表中包含奥地利、比利时、爱沙尼亚、德国、匈牙利、拉脱维亚、波兰、罗马尼亚和美国是毫无争议的，它们中的每一个都遭受了严重的恐慌（有人可能会对我们所给出的危机的精确的起止时间吹毛求疵，例如泰明（Temin，1989）及其他人认为美国的银行危机实际上直到1931年年中才发生，但我们却认为，起始时间前后变动几个月不会影响结果）。样本国中包含法国和意大利更是备受争议。例如，布维叶（Bouvier，1984）指出，法国银行危机并不像一些其他国家那么严重，因为法国虽然存在银行挤兑和大量银行破产现象，最大的那些银行却幸存下来了。布维叶还认为，法国银行不像欧洲大陆的其他银行体系那样和工业密切相关。正如我们指出的，意大利较早实施的大规模政府干预减少了恐慌发生的可能性（见Ciocca and Toniolo，1984），然而银行处境仍非常艰难并（正如上文指出的）最终将它们大部分的工业资产转给了IRI。

为检查我们结果的敏感性，我们先从PANIC变量中剔除法国危机，然后剔除法国和意大利危机，来重新估计前面的关键方程。剔除法国时影响很小（在一个典型方程里，PANIC的系数降低了，并且系数的t统计量降低了大约5%），再从PANIC变量去掉意大利危机对结果基本没有影响。[22]

为了进一步研究，我们也依次去除以下国家和地区，来重新估计我们的关键方程：①美国，②德国和奥地利，③所有东欧国家。所有这些方程中，我们的基本结果都没有本质性弱化，这表明单个或几个国家不会影响我们的结果。

表3—9的前7个方程不是从任何单个模型中得出的，而是试图

㉒ 在另一个敏感性检验中，为了考虑恐慌的不同严重程度，我们也曾尝试将PANIC乘上存款/货币比率的变动。结果出现一个极端值问题。当罗马尼亚（1931年其存款/货币比率变动了-0.76）被排除时，结果与只使用PANIC所得到的结果类似。但是，包含罗马尼亚则影响了恐慌对产出的影响的大小和统计显著性。“原因”是：尽管存款大幅减少，罗马尼亚1931年的工业产值仍增长了5%。尚不清楚这是否与恐慌影响实际产出的观点相矛盾，但根据国际联盟的数据，直到1931年9月或10月，罗马尼亚危机才到达顶峰，在接下来的一年里工业产值下降了14%。摘录这些结果的另一理由是正如意大利的情况表明的，存款/货币比率的变化可能不是描述银行危机的严重性的一个好的指标。

把通货紧缩与萧条之间关系的各种解释嵌套在一起。我们使用最小二乘法进行估计，这可能产生联立性偏误（simultaneity bias），然而因为我们认为通货紧缩是由外生的货币力量所引发的，所以我们将把PANIC方程右边的变量作为外生变量或先决（predetermined）变量是完全可行的。

从表3—9的前7行得出的主要推论如下：[23]

（1）出口增长率始终进入产出增长方程，它有着合理的系数和高度的统计显著性。

（2）当工资增长仅仅与批发价格指数和出口增长一起进入产出方程时（第5行），它的符号是错误的。只有当PANIC变量被包含在方程中时，名义工资增长才确实有了正确的（负的）符号（第6、7行）。在包含了所有传导渠道的方程中（第7行），工资增长的估计系数符号正确，大小合理，但是统计上并不显著。

（3）在包含所有传导渠道的方程中（第7行），贴现率有正确的符号和较高的显著性。据估计，贴现率增加100个基本点会使得工业产值的增长率降低3.6个百分点。

（4）银行恐慌对产出的影响很大（在方程（7）中，长达一年的恐慌会使产出增长率减少12×0.0138，或者说多于16个百分点），并且在统计上高度显著（t统计量为4.0或更高）。PANIC变量的系数估计量似乎不太依赖于方程中包括的其他变量是什么。

（5）在通货紧缩对产出的影响中，可能有一些没被上述任何机制解释的残余影响。为了看清这一点，我们应注意在表3—9的方程（7）中，ΔlnPW的系数原则上应该等于$\Delta\ln E_\chi$、ΔlnW、DISC的系数的加权和（其中权重为各自的缩减因子对ΔlnPW的映射系数），且与加权和符号相反。为了便于说明，假定每个映射系数都等于1（也就是说，批发价格指数是正确的缩减因子），那么ΔlnPW系数的预期值应该近似为0.052，然而实际值是0.296，标准差为0.123。因此，可能存在某些我们这里没有明确考虑到的联系通货紧缩和萧条的渠道。

---

[23] 当工业产值增长率的滞后量进入方程时，结果没有发生变化。产出滞后量的系数一般很小并且统计上不显著。

一个可能的原因是我们仅仅考虑了联立性偏误（产出到价格的反向因果关系）的影响。除此之外，我们可能还应该考虑其他因素，例如债务型通货紧缩。

除了把不同传导渠道嵌套在一个单个方程中这一方法外，作为一种备选方法，在表3—9的方程（8）中，我们给出了简单的总需求—总供给（AD—AS）模型的简化形式的估计结果。在传统假定下的AD—AS模型中，产出增长应该依赖于货币增长、自发的支出增长（这里用实际出口的增长[24]代替）以及名义工资增长。货币增长和自发的支出增长会引起AD曲线的移动，名义工资增长会引起AS曲线的移动。此外，因为银行恐慌原则上对总需求和总供给都有影响，所以我们把PANIC纳入模型。结果表明实际出口增长、货币增长以及银行恐慌对产出增长的影响都很大，并且都是统计显著的。名义工资增长的符号是正确的，但是系数很小并且统计上不显著。

迄今为止，我们已经讨论了银行恐慌（及其他变量）对产出的影响。还有另外一个问题支持这里的讨论，那就是银行恐慌本身可能加剧通货紧缩。

我们必须重视这一观点。银行恐慌对一国货币供给的构成、货币乘数和货币需求无疑有很大的影响。然而，正如泰明（Temin，1989）强调过的，在金本位制下，小国的价格水平是由国际货币条件决定的，其国内货币供给和货币需求必须根据国际货币条件进行调整。因此，小国发生的银行恐慌不会加剧其通货紧缩。[25] 实际上，我们把批发价格指数的变动对PANIC变量和时间虚拟变量（为了分离纯粹的横截面影响）进行回归（结果未报出），得出的结论是这两个

㉔ 缩减因子是批发价格指数。

㉕ 对于一个小国来说，此命题的一个可能的例外也许是这样一种情况：公众担心政府贬值货币或放弃金本位制。在这种情形下，国内价格水平可能会降到世界水平以下，而不引起储备流入。1932年的波兰就是一个例子。作为金本位国家集团的一员，波兰的批发价格水平一直和法国的批发价格水平密切相关，一直到1931年年中波兰发生严重的银行问题和外国存款挤兑（这威胁了货币的可兑换性）为止。从那时起，虽然两个国家继续保持金本位制，但它们的货币供给和价格开始分道扬镳。从1931年6月波兰危机到1932年年底，波兰的流通中的货币和票据下降了9.1%（法国增加了10.5%）；波兰商业银行的存款下降了24.5%（法国下降4.1%）；波兰的批发价格指数下降了35.2%（法国下降18.3%）。尽管波兰的通货紧缩更为严重，但1932年它损失了其黄金储备的1/6，而法国的黄金储备则增长了。

变量之间存在非常小的相关关系。

然而银行恐慌不应该影响价格水平的命题对大国却未必成立。用计量经济学的术语来说，在金本位制下，大国的价格水平必须与世界价格水平是协整的，但是虽然这意味着国内价格必须根据来自国外的冲击进行调整，不过它也考虑了国内冲击影响世界价格水平的可能性。注意如果银行恐慌引发大国的通货紧缩冲击，并且这些冲击通过金本位制在全世界传播，那么通过横截面比较我们将发现恐慌与价格水平之间毫无关联。

第3.2节中对金本位与通货紧缩的讨论引用了汉密尔顿（Hamilton，1987）的观点，即1928—1929年的最初的通货紧缩冲击来自于法国与美国——从经济重要性和黄金储备数量来说，这两个国家都是“大”国。因为银行恐慌最早直到1930年年末才开始，因此显然不能把这种早期的通货紧缩归咎于银行恐慌。但是，无论如何，“美国和法国的银行恐慌助长了1931—1932年的世界通货紧缩”这一假设和金本位制理论并非不一致。[25]

表3—10给出了关于这一问题的实证结果。我们利用1928—1932年这5年间的月数据，估计了美国和法国的批发价格上涨幅度（wholesale price inflation）方程。我们在两个方程中都加入了误差修正项（error-correction term），以便考虑美法价格水平之间的协整关系——金本位制意味着这两国价格之间应该存在协整关系。这个误差修正项是t-1期美法批发价格水平的对数差。如果两国价格确实是协整的，则美国价格的增长率对美法价格差的反应应该是负向的，而法国价格的增长率对美法价格差的反应应该是正向的。方程中还包含了通货膨胀率的滞后项（用于刻画暂时的价格动态）、基础货币增长的当前项和滞后项、倒闭银行的存款价值的当前项和滞后项（因为数据的可获得性问题，该变量仅限于美国）。

[25] 这个假设和泰明的论断——在金本位制下，中央银行对银行业危机无计可施，难有作为——无关，它是指：如果法国和美国没有发生银行危机，那么1931—1932年的世界通货紧缩就不会那么严重。

表 3—10　　美国与法国批发价格的误差修正方程

	被解释变量	
	ΔlnUSAWPI	ΔlnFRAWPI
常数	0.44	-0.006
	(t=3.81)	(t=1.57)
logUSAWPI - logFRAWPI	-0.166	0.071
(一阶滞后)	(t=2.77)	(t=1.10)
WPI 增长率的四阶滞后项	-0.530	0.320
	(F=1.57; p=0.202)	(F=2.48; p=0.57)
基础货币增长率的当前项及四阶滞后项	1.412	0.519
	(F=5.62; p=0.005)	(F=0.78; p=0.569)
倒闭的美国银行的存款的当前项及四阶滞后项，对数形式	-0.020	
	(F=5.61; p=0.0005)	
R^2	0.531	0.307
D-W	1.62	1.87

注：破产银行的存款来源于《联邦储备公告》。USAWPI 与 FRAWPI 分别指美国和法国的批发价格指数。使用了 1928 年至 1932 年的月度数据。

这里的结果是引人注目的。首先，存在协整的证据：误差修正项的系数符号正确，大小合理，尽管只有美国的误差修正项是统计显著的。因此，我们可以推测，无论法国还是美国的价格受冲击，最终都会影响两国的价格水平。其次，美国的基础货币增长与银行危机都是美国通货紧缩率的重要决定因素（可以类似推广到法国）；在美国的价格方程中，这两个变量都有正确的符号和 0.0005 的边际显著性水平（marginal significance levels）。

在银行恐慌对价格水平的影响这方面，恰当的结论似乎是与那些没有发生过银行恐慌的国家相比，发生过银行恐慌的国家没有遭受更

严重的通货紧缩。[27] 然而，美国的银行恐慌尤其可能是 1931—1932 年世界通货紧缩的重要根源，并且因而可能是世界萧条的重要根源。

3.6 结论

两次大战之间的货币和金融制度具有严重缺陷，并且是实际产出下滑的主要根源。银行恐慌是通货紧缩借以影响实际产出的一种机制，并且美国的恐慌可能加剧了世界通货紧缩的严重性。

在此文的实证研究中，我们集中考察了严重的银行恐慌的影响。然而我们相信，通货紧缩对金融体系的影响可能不限于这些极端的情况。即使在没有发生恐慌的国家，银行的财务状况也被削弱了，它们的业务范围也有所缩减。在每个国家，国内的债务型通货紧缩都在某种程度上是一个重要因素，而且我们根本没有讨论通货紧缩对外债负担的影响，对许多国家来说，这个问题至关重要。正像我们已经建议的那样，这些问题需要更详细的研究。

参考文献

Bernanke, Ben. 1983. Non-monetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression. *American Economic Review* 73: 257 – 76.

——. 1986. Employment, hours, and earnings in the Depression: An analysis of eight manuacturing industries. *American Economic Review* 76: 82 – 109.

Bernanke, Ben, and Mark Gertler. 1990. Financial fragility and economic performance. Quarterly Journal of Economics 105:87 – 114.

Board of Governors of the Federal Reserve System. 1943. *Banking and monetary statistics, 1919 – 41*. Washington, DC: Government Printing

[27] 实际上，如果银行恐慌引致某些国家放弃金本位制，那么这些国家可能间接地对价格水平的最终上涨作出贡献。

Office.

Borchardt, Knut. 1979. Zwangslagen und Handlungsspielraume in der grossen Wirtschaftskrise der fruhen dreissiger Jahren: Zur Revision des uberlieferten Geschichtesbildes. *Jahrbuch der Bayerische Akademie der Wissenschaften*, 87 – 132. Munich.

Bordo, Michael, and Finn Kydland. 1990. The gold standard as a rule. Typescript, Rutgers University and Carnegie – Mellon University.

Bouvier, Jean. 1984. The French banks, inflation and the economic crisis, 1919 – 1939. *Jounal of European Economic History* 13:29 – 80.

Campa, Jose Manuel. Forthcoming. Exchange rates and economic recovery in the 1930s: An extension to Latin America. *Journal of Economic History*.

Choudhri, Ehsan U. , and Levis A. Kochin. 1980. The exchange rate and the international transmission of business cycle disturbances: Some evidence from the Great Depression. *Journal of Money, Credit, and Banking* 12: 565 – 74.

Ciocca, Pierluigi, and Gianni Toniolo. 1984. Industry and finance in Italy, 1918 – 40. *Journal of European Economic History* 13:113 – 36.

Eichengreen, Barry. 1986. The Bank of France and the sterilization of gold, 1926 – 1932. *Explorations in Economic History* 23:56 – 84.

——. 1987. The gold-exchange standard and the Great Depression. Working Paper no. 2198 (March). Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Eichengreen, Barry, and T. J. Hatton. 1987. Interwar unemployment in international perspecive: An overview. In *Interwar unemployment in international perspective*, ed. B. Eichengreen and T. J. Hatton, 1 – 59. Boston: Kluwer Academic Publishers.

Eichengreen, Barry, and Richard Portes. 1986. Debt and default in the 1930s: Causes and consequences. *Eurpean Economic Review* 30: 599 – 640.

Eichengreen, Barry, and Jeffrey Sachs. 1985. Exchange rates and economic recovery in the 1930s. *Journal of Economic History* 45:925 – 46.

——. 1986. Competitive devaluation in the Great Depression: A theoretical reassessment. *Economic Letters* 21:67 – 71.

Einzig, Paul. 1937. *The theory of forward exchange*. London: Macmillan.

Fisher, Irving. 1993. The debt-deflation theory of great depressions. *Econometrica* 1:337 – 57.

Flood, Robert P., Jr., and Peter M. Garber. 1981. A systematic banking collapse in a perfect foresight world. NBER Working Paper no. 691 (June). Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.

Friedman, Milton, and Anna J. Schwartz. 1963. *A monetary history of the United States*, 1867 – 1960. Princeton: Princeton University Press.

Haberler, Gottfried. 1976. The world economy, money, and the Great Depression. Washington, DC: American Enterprise Institute.

Hamilton, James. 1987. Monetary factors in the Great Depression. *Journal of Monetary Economics* 19:145 – 69.

——. 1988. The role of the international gold standard in propagating the Great Depression. *Contemporary Policy Issues* 6:67 – 89.

Kindleberger, Charles P. 1984. Banking and industry between the two wars: An international comparison. *Journal of European Economic History* 13:7 – 28.

League of Nations. 1926. *Memorandum on Currency and Central Banks*, 1913 – 1925. Geneva.

——. 1935. *Commercial banks*, 1929 – 1934. Geneva.

——. 1944. *International currency experience: Lessons of the inter – war period*. Geneva. Lindert, Peter. 1969. Key currencies and gold, 1900 – 1913. *Princeton Studies in International Finance*, no. 24.

Newell, Andrew, and J. S. V. Symons. 1988. The macroeconomics of the interwar years: International comparisons. *In Interwar unemployment in international perspective*, ed. B. Eichengreen and T. J. Hatton, 61 –

96. Boston: Kluwer Academic Publishers.

O'Brien, Anthony. 1989. A behavioral explanation for nominal wage rigidity during the Great Depression. *Quarterly Journal of Economics* 104: 719 – 35.

Temin, Peter. 1976. *Did monetary forces cause the Great Depression?* New York: W. W. Norton.

——. 1989. *Lessons from the Great Depression.* Cambridge, Mass: MIT Press.

Wigmore, Barrie. 1987. Was the Bank Holiday of 1933 a run on the dollar rather than the banks? *Journal of Economic History* 47: 739 – 56.

第 4 章

大萧条中的通货紧缩与货币收缩：一个简单的比率分析

与伊连·米霍夫（Ilian Mihov）合著

近年来的研究认为，大萧条发生的核心原因是全球范围的国内货币供给崩溃，这种崩溃导致了 20 世纪 20 年代末到 30 年代初总需求的急剧收缩（contractions）和价格下降。进而，近来的大多数学者指出，造成全球范围内的货币大幅紧缩的原因，是 20 年代后期大多数国家所采用（或者重新采用）的国际金本位制存在的技术缺陷和管理不善。①

支持“大萧条的罪魁祸首总的来说是货币因素，具体来说是金

---

① 作者感谢国家科学基金对本研究的支持以及利法特·古凯纳克（Refet Gurkaynak）的出色帮助。

更为详尽的历史分析可以参见艾钦格林（Eichengreen，1992）。更确切地说，两次大战之间的金本位制是“金汇兑”本位制，反映了许多国家用可兑换外汇来补充黄金储备。在下文中，我们将会对其含义作进一步的讨论。

本位制”的证据，总体上是令人信服的。对这一观点，最有说服力的例子也许是那些率先放弃金本位制（因而其国内货币供给和价格得以再膨胀（reflation））的国家最早地从大萧条中恢复过来（Choudhri and Kochin，1980；Eichengreen and Sachs，1985，1986；Bernanke and James，1991）。同样值得注意的是，实际上在每个“重新采用金本位制”的国家，货币紧缩、价格下降、产出和就业的严重降低等现象几乎都是同时发生的。这些现象的全球性特征，对那种只针对单个国家的解释——例如，一些曾经流行的观点认为，美国大萧条的原因是20世纪20年代耐用消费品或住房的“生产过剩”——提出了强烈的质疑。

尽管货币因素在大萧条中起决定性作用这一观点现在已经获得了广泛的赞同，但人们对国内价格水平和货币存量下降的各个特定根源的相对重要性仍在争论不休。尤其是，在对金本位制的总体考察中，人们注意到了很多可能导致通货紧缩的因素。可能的机制包括银行业危机对货币乘数的影响；黄金在各国间“分布不均（maldistribution）”（尤其是，美、法两国占有了世界货币性黄金（monetary gold）的大部分）；对赤字国和盈余国之间的黄金流动的调整不对称；央行外汇储备的清偿能力（liquidation）；即使在给定金本位制的约束下也显得过紧的货币政策，以及全球货币性黄金短缺。下文将更详细地解释。

所有这些因素都和金本位制下的货币供给有关。货币需求的变化也被认为是大萧条时期通货紧缩的根源。例如，人们经常认为，法国人对实际货币余额的需求在1926—1928年的庞加莱稳定[②]之后得到了显著的提升；弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）也指出，在1929年到1933年间，美国和加拿大的货币流通速度急剧下降。在国际金本位制下，随着黄金向货币需求增长的国家流动，货币需求的增长将对本国（可能还包括外国）的价格及产出造成下降的压力。[③]

② 参见第1章注释⑧——译者注。
③ 在金本位制下，货币需求的增加也会影响到货币存量，具体情况依赖于新增需求的形式。例如，在其他条件不变时，对通货的需求相对于对存款的需求的上升将会减小货币乘数，从而导致货币存量的下降。

此外，学者们对货币因素在大萧条的不同阶段所发挥的作用也有讨论。具体而言，虽然没有人对货币因素在1931年初的重要性提出质疑，但对于货币在大萧条初期（即1928年到1931年）的作用就有了分歧。例如，金德伯格（Kindleberger，1973）强调商品的过度供给以及由此引起的商品价格下跌是大萧条的重要导火线；泰明（Temin，1976）认为非货币性因素导致的总需求下降才是大萧条的导火索（特别的，消费支出出现了自发性的下降）。与之相反，汉密尔顿（Hamilton，1987）认为从1928年开始，紧缩性货币政策就开始严重地抑制生产和就业。

本章的目的是为大萧条期间影响世界经济的通货紧缩因素在时效性和相对重要性方面提供一些量化的证据。我们深知，要想充分分析这个问题，我们需要有一个能精确地描述20世纪30年代世界经济的宏观计量模型、庞大的数据集以及相当数量的历史及公共机构信息。尽管这一分析确实值得进行，但在本章中，我们只采取一种简单得多的方法，在一国和多国的层面上考察货币与价格如何被其决定因素所确定。我们的方法秉承弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）的思想，他们考察了通货/存款比率、储备/存款比率以及“货币乘数”来阐释货币存量的这些决定因素与经济发展之间的关联（例如参见他们著作中的图31）。虽然我们的方法不能代替充分的结构分析（structural analysis），但相信我们能够通过它有效地洞察大萧条时期的价格水平及货币发展，也许还有助于确定更加彻底的结构分析应该解决的问题。

我们的分析得到的结论如下。首先，在讨论两次世界大战之间的通货紧缩的成因时，确定使用哪种价格指数至关重要。在大萧条早期，批发价格比消费者价格下降得更为剧烈，这反映了全球范围内的国际贸易品价格的下降。虽然还需要进一步的研究，但是看起来批发价格下降的背后可能存在重要的非货币因素，这可能与前述的金德伯格（Kindleberger，1973）的观点相同。在大萧条早期，批发价格似乎还是其他宏观经济变量的良好预测变量（predictors）。

相反，用国内货币存量的变动和实际货币需求的正常变动似乎就

能很好地解释消费者价格的变动。几乎没有证据表明货币需求的异常变动（就像据称在美、法曾经发生的一样）会导致通货紧缩。不过，有资料表明，初始平价（initial parities）选择不当导致的不均衡的调整过程（disequilibrium adjustment process）有助于解释大萧条前期的消费者价格变动。

其次，名义货币存量的收缩或低速增长是大萧条早期（即1931年银行业和汇率危机之前）以及1931年以后的通货紧缩的重要根源，这和汉密尔顿（Hamilton，1987）的观点一致。尽管在整个大萧条期间，货币因素的作用都很重要，但在不同时期造成货币紧缩的原因实质上是不同的。在1930年之前，货币的低速增长或负增长不是央行的紧缩性政策（contractionary policies）造成的，而是美国等盈余国家对黄金流入进行冲销（sterilization）造成的。在这一时期，黄金在主要经济体之间的“分布不均”也起到了紧缩性的作用，并且全世界货币性黄金供给的增长不足以抵消分布不均的这种负面作用。

然而，1931年危机之后，货币收缩的根源发生了根本性变化，由此引发的严重通货紧缩一直持续到1933年。银行业恐慌（它使货币乘数变小）以及黄金“分布不均”的问题成为世界货币供给下降的主要原因。平均来说，在这一时期，货币政策中的相机抉择成分（discretionary component）越来越大，但尚不足以抵消银行业恐慌和黄金“分布不均”的收缩作用。虽然黄金对外汇储备的替代（有时认为这种替代是造成通货紧缩的一个因素）会影响个别国家（例如法国）的价格水平，但对世界价格水平似乎并无重要影响。我们可以把世界货币收缩的原因概括为1931年金融危机前的“自我伤害”（self-inflicted wounds）和1931年至1933年间的“不可控制力”（forces beyond our control）造成的破坏性后果。

最后，我们也考察了单个国家的历史，研究了各国央行所采用的货币政策及这些政策对世界经济整体的影响。为了坚持金本位制，法兰西银行在不同时期采用的政策似乎最为一致。例如，法国是唯一一个似乎完全遵守金本位制的“游戏规则”的国家，然而法国巨大的黄金流入（这部分地反映了黄金储备对外汇的替代）及其对法国货

币供给相对不显著的影响，显然是世界货币收缩的原因。

我们对德国的研究，在某种程度上可以为海因里希·布吕宁(Heinrich Brüning)④ 的政策洗刷罪名。以往，人们一直批评他在德国银行业危机的前一年大幅地收缩了德国的货币供给。然而我们发现，布吕宁的政策趋向于缓和德国的黄金损失和货币乘数降低所带来的影响。我们的研究表明，德国货币政策中最富误导性的部分，发生在1931年恐慌之后的18个月里，在这期间，德国国家银行(Reichsbank)⑤ 的政策实际上促使了货币存量灾难性的下降。

由于有了弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）、汉密尔顿（Hamilton，1987）等人的研究，我们的分析对美联储和美国的货币政策提出最明确的非议可能就不会令人惊诧。从1928年中期到1931年春爆发金融危机这段时间，美联储不仅拒绝将流入美国的大量黄金货币化（monetize），而且实际上设法把正的储备流入转换成了M1货币存量的负增长。因而，在1931年前，美联储的政策实际上是在积极地破坏稳定（destabilizing）。我们把1931年前世界范围的通货紧缩的大部分原因归咎于美联储的政策，这很大程度上是由于美国的经济规模庞大（在我们所考察的8个主要工业国中，美国的实际产出大约占了8国总产出的一半）。

---

④ 海因里希·布吕宁（1885—1970年），德国保守政治家。1924年选入国会，以财经专家闻名，1929年成为天主教中央党的领袖，1930年3月29日被魏玛共和国总统保罗·冯·兴登堡任命为总理。

布吕宁的上台被认为是议会民主制开始解体，专制主义倾向重新抬头的标志。一方面，布吕宁政府经常得不到国会多数的支持，于是就利用总统所拥有的宪法第48条授予的特权，通过“紧急条例”来管理国家。结果议会民主不断削弱，专制倾向被加强。另一方面，当时欧美都处于大萧条之中，为克服危机，信奉自由经济理论的布吕宁大幅减少政府开支，积极支持和扶助垄断组织和容克地主，大幅增加税收、削减工资和养老金、救济金，停止为从1927年开始推出的失业保障金提供任何公帑，希望能刺激经济增长。结果是把危机的沉重负担转嫁到了劳动人民身上，柏林每天因饥饿而自杀的有60多人，布吕宁因而被称为“饥饿总理”。德国人民陷入困苦和绝望的深渊，对魏玛共和国强烈不满。这种不满被20世纪20年代兴起的纳粹运动所利用。

最初，德国资本家与地主支持政府趋向保守，并非因为他们喜欢布吕宁，而是因为他们相信保守分子可以维护他们的利益。但当工人阶级与中产阶级都普遍反对布吕宁的时候，资本家与地主就转而支持布吕宁的政敌阿道夫·希特勒和阿尔弗雷德·胡根贝尔格。1931年年末，保守政策最终失败。兴登堡与德国国防军决定放弃布吕宁，转而与希特勒和胡根贝尔格合作。1932年5月30日，失去兴登堡支持的布吕宁自愿下台。

关于如何评价布吕宁的政策，历史学家争论不休。但他的政策肯定使魏玛共和国渐渐衰退了。至于当时布吕宁有没有更好的方略，至今仍颇具争议——译者注。

⑤ 或译为“帝国银行”——译者注。

本章的其他部分组织如下：第4.1节回顾了我们样本中的8个工业国的产出、价格和货币的变化行为，以及这些变量加总（aggregate）后的变化行为；第4.2节介绍我们的基本方法，即把价格水平变动和货币供给变动分解成一系列在经济上可以被解释的比率；在第4.3节中，利用这些比率和8个国家的月度数据，分析各国和8国总价格的行为；第4.4节考虑货币存量的决定因素；第4.5节总结我们的方法和发现。

4.1 产出、价格及货币变动：总体评述

本节的主要目的是提出一个在国际金本位制下分析价格和货币存量变动的简单方法，并将其用于研究工作。不过，我们首先要回顾1928—1936年间各样本国家的产出、价格和货币存量的变动行为，以此作为分析的背景。

图4—1给出了我们研究的8个工业国（加拿大、法国、德国、日本、波兰、瑞典、英国和美国）的工业产值和价格（消费者价格指数CPI与批发价格指数WPI）的变化行为。之所以选取这些国家，主要是因为我们能得到它们的关键货币变量的月度数据。工业产值——它也许是我们能得到的对两次大战之间经济活动的最好度量——见图4—1左侧，两个价格指数见图4—1右侧。为了与下文将使用的8国加总数据的图形（aggregate scheme）相一致，图4—1中所有的变量，都是以从1928年6月开始的累积对数变动（cumulative log changes）度量的。然而，除非有专门说明，在讨论图4—1时，我们都将使用更为熟悉的指数形式（index-number form）来指代这些数据，其中设定1928年6月的数据为100。当然，这两种测算方法在本质上是相似的。

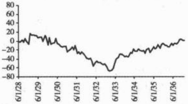
观察图4—1可知，在各样本国家中，加拿大、美国和德国的产出和价格水平下降得最快。加拿大工业产值在1928年6月为100，到1929年1月上升到119，但到1933年2月又下降到51。直到1936年9月，加拿大的产出才恢复到1928年中期的水平。加拿大批发价

格指数也在 1933 年 2 月达到谷底，其值为 66；消费价格指数在 1933 年 4 月达到最小值 78。在 1933 年之后，加拿大的价格（尤其是消费者价格）指数实际上一直保持稳定。

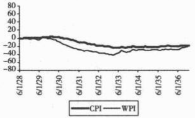
美国的情况与加拿大相似。美国工业产值在 1929 年 6 月达到 115，而在 1932 年 6 月则下降到 55，之后有过上升，但到 1933 年 3 月再次降到 55。直到 1936 年 11 月，美国的产出才恢复到 1928 年 6 月的水平。美国的批发价格指数在 1933 年 2 月达到最低值 61，而消费价格指数在 1933 年 4 月（和加拿大是同一个月）达到最低值 73。

在德国，产出从 1928 年 6 月的 100 开始上升到一年后的 110，此后开始下降，到 1932 年 8 月下降到 59。在美、加的批发价格指数到达最低点后不久的 1933 年 4 月，德国的批发价格指数也达到最低。德国的消费者价格指数在 1933 年 3 月降低到 77，然后稳定下来。

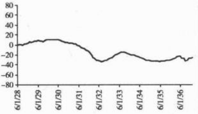
加拿大：IP 的累计对数变动



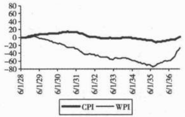
加拿大：CPI 与 WPI 的累计对数变动



法国：IP 的累计对数变动

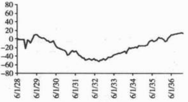


法国：CPI 与 WPI 的累计对数变动

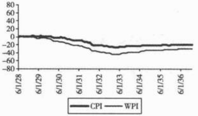


续图

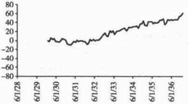
德国：IP 的累计对数变动



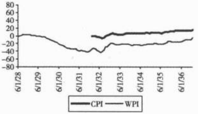
德国：CPI 与 WPI 的累计对数变动



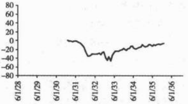
日本：IP 的累计对数变动



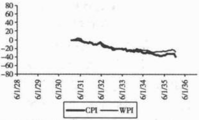
日本：CPI 与 WPI 的累计对数变动



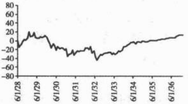
波兰：IP 的累计对数变动



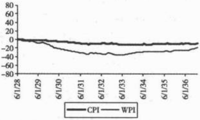
波兰：CPI 与 WPI 的累计对数变动



瑞典：IP 的累计对数变动



瑞典：CPI 与 WPI 的累计对数变动



续图

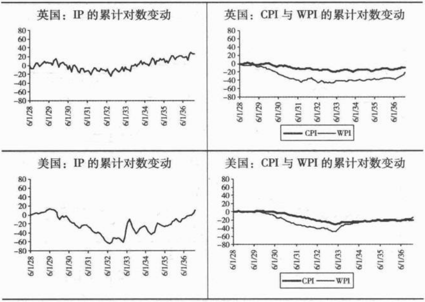


图 4—1　1928—1936 年 8 个国家工业产值与价格（左侧列，工业产值（IP）的累计对数变动；右侧列，消费者价格指数（CPI）与批发价格指数（WPI）的累计对数变动）

艾钦格林与萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985，1986），伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）以及其他一些学者都曾更详细地指出：主要工业国的产出和价格变动与其汇率制度和货币政策密切相关。很明显，美、加两国的最低值几乎恰好出现在 1933 年 3 月（在这个月中，罗斯福总统决定美元贬值并强制银行业休假，随后两国货币迅速扩张）。虽然德国通过在 1931 年中期采取资本管制（capital controls）而在事实上摆脱了金本位制，但在此后几年，德国却一直试图维持其货币供给与国际储备之间的联系。因此，德国货币供给的崩溃一直到 1933 年希特勒上台才结束。

当加拿大、美国和德国（为坚持金本位制）而把约束性的政策维持到 1933 年时，所谓的英镑集团（Sterling Bloc）国家（在我们的样本中包括英国、瑞典和日本）却在 20 世纪 30 年代初较早地搁置了

金本位制，并逆转了以前与金本位制相联系的紧缩的货币政策。最著名的是英国于1931年9月放弃金本位制，并在稍后借助其刚建立的浮动汇率实施了温和的扩张政策。英国的工业产值在1929年10月达到117，1931年8月下降到81，但随后就开始上升，大概就是这些政策的一个结果。英国的批发价格指数也在1931年8月达到最低的65，其消费者价格指数逐渐下降了稍长的时间，在1933年3月达到82。

瑞典在1931年9月与英国同时脱离金本位制。在瑞典货币贬值时，瑞典已经处于严重萧条之中。其工业产值从1929年1月的最高水平129一直降到70。脱离金本位制之后，瑞典开始实施其著名的价格水平稳定政策（例如参见Jonung，1979）。不过，很明显，瑞典政府在稳定价格前并没有制定恢复价格水平的方案：瑞典的批发价格指数在1931年9月已经下降到71，而到了1933年6月仍然维持在70的低水平上。工业产值在1932年7月达到64的最低点。从1933年6月开始，批发价格开始逐步上升，产出也在1935年4月恢复到1928年6月的水平。

日本也在1931年12月相对较早地脱离了金本位制。我们没有找到1931年之前日本的产出数据。虽然如此，图4—1显示，脱离金本位制以后，日本的经济增长相对较好，价格温和地上升。

第三组国家，也就是所谓的金本位国家集团（Gold Bloc）倔强地固守着金本位制，直到1935或1936年。在我们的样本中，法国和波兰就是这一集团的代表。正如图4—1显示的，法国产出总体上的下降幅度不像一些国家那么大，这可能是20世纪30年代早期黄金大量流入的结果。但是，法国经济的萧条明显地更为持久。1929年12月到1930年3月法国的工业产值一直徘徊在112左右，1932年7月则下降到71。在1935年5月，法国的工业产值仍然只有71。与之相反，我们已经提到，那些较早脱离金本位的国家的经济在此时已经有了实质性的复苏。法国的批发价格指数在1935年7月达到最低值48，也比其他绝大多数国家的最低值出现得更晚。

和日本的情形相同，我们也没有得到波兰完整的产出数据。然

而，同其他金本位集团国家一样，波兰也在大萧条期间饱受摧残。即使将 1931 年 1 月作为基月（1931 年 1 月 = 100），波兰的工业产值在 1933 年 3 月也下降到 63。从 1933 年 8 月至 12 月，波兰的批发价格指数一直在 76 上下徘徊，在 1934 年 12 月达到最低值 75；消费者物价指数一直下降，在 1935 年 4 月降到 69。在这一时期快结束的时候，波兰的经济在一定程度上开始恢复；若同样以 1931 年 1 月为期，则 1935 年 12 月波兰的产出为 93，批发价格为 77。

图 4—2 上半部给出了加总的产出和价格的变化情况，即图 4—1 中所示的加、法、德、瑞、英、美诸国数据的(“世界性的”)加权平均。⑥ 计算图 4—2 的加总数据时将日本和波兰忽略，因为它们的数据有缺失。图 4—2 的主要图形清晰易辨，且和单个国家的图形类似。从 1928 年 6 月到 1929 年 6 月，世界产出(“world”output)增长了 10.0 个对数点（log point），然后从 1929 年 8 月开始下降。1932 年 7 月世界总的工业产值达到最低值，比 1928 年 6 月低 47.4 个对数点。此后一直停滞不前，直到 1933 年春主要在美国经济复苏的带动下开始反弹。

世界平均价格水平的图形和产出非常相似。例如，批发价格在 1929 年夏开始下降（先于产出和 CPI 的变化），并在 1933 年 3 月探底，比 1928 年 6 月低 45.7 个对数点。加总的消费者价格指数（aggregate consumer prices）在 1933 年 4 月达最低值，比 1928 年 6 月低 24.7 个对数点。图 4—1 和图 4—2 都清楚表明，价格的恢复明显比产出的恢复慢：到 1936 年 9 月，加总的产出（aggregate output）已经恢复到 1928 年 6 月的水平；而到 1936 年年底，加总的批发价格仍然比 1928 年 6 月低 18.6 个对数点，加总的消费者价格则比 1928 年 6 月低 15.8 个对数点。图 4—2 左下方给出了“世界的”M1 货币存量，它像世界工业产值和价格指数一样为 U 形曲线。不过，值得注意的是，其探底时间（1933 年 10 月）比世界产出和价格稍晚一些。

⑥ 权重根据麦迪森（Maddison，1982）的研究计算得出，权重在这里是 1928 年各国真实 GDP 在 8 国总体中所占的比例。权重和所有数据来源见数据附录（Data Appendix）。注意美国的权重接近 1/2，反映了一战之后美国经济在世界上的主导地位。

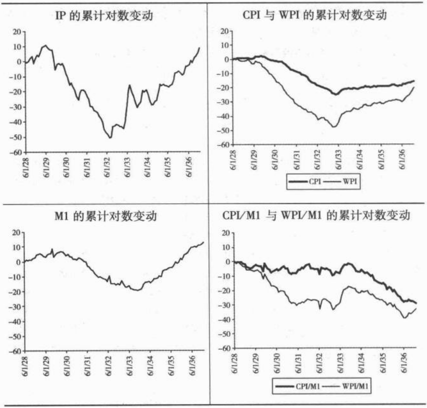


图4—2　1928—1936年世界工业产值、价格与货币存量、6个国家的平均值
（图中的值是工业产值的加权平均的对数、CPI与WPI价格水平的对数、M1货币存量的对数，以及价格/M1货币存量比率的对数的累计变化；日本和波兰因为数据不充分予以忽略；所使用的权重参见数据附录）

为了更细致地研究产出、价格与货币变动的先后关系，我们对每个国家的数据和世界总量（world aggregate）分别作了一系列格兰杰因果检验（Granger-causality tests）。表4—1列出了对全样本（1928年6月—1936年12月）进行向量自回归（VARs）估计的结果。对每个国家的数据和世界总量，我们估计的VAR中都包括了工业产值IP、批发价格指数WPI、消费者价格指数CPI和M1货币存量的所有

可能组合（详见各表下的注释）。表中加粗的字体表示在5%或更好的显著性水平下估计出的格兰杰因果关系。

表4—1　　**格兰杰因果检验，1928年6月—1936年12月**

a. 被解释变量:IP		国家						
变量	模型设定	美国	英国	加拿大	法国	德国	瑞典	世界
CPI	CPI		**0.000**					
	CPI, M1		**0.024**					
	CPI, WPI	**0.027**		**0.000**			**0.000**	**0.005**
	CPI, M1, WPI	0.079		**0.000**		**0.045**	**0.000**	**0.000**
M1	M1	0.075	**0.003**	**0.001**		**0.013**		
	M1, CPI		**0.000**	**0.001**	0.073			
	M1, WPI	0.053	**0.000**	**0.008**		0.058		**0.064**
	M1, CPI, WPI		**0.000**	**0.001**			**0.039**	**0.015**
WPI	WPI	**0.043**	**0.014**	**0.010**	**0.020**		**0.005**	**0.049**
	WPI, CPI	**0.002**		**0.000**	0.073		**0.000**	**0.001**
	WPI, M1	**0.031**	**0.009**		**0.034**		**0.003**	**0.008**
	WPI, M1, CPI	**0.003**		**0.001**			**0.000**	**0.000**

b. 被解释变量:M1		国家						
变量	模型设定	美国	英国	加拿大	法国	德国	瑞典	世界
CPI	CPI	0.059			**0.036**	**0.001**		**0.016**
	CPI, IP	**0.016**			**0.015**	**0.027**		**0.004**
	CPI, WPI	**0.000**		**0.045**		0.095		**0.000**
	CPI, IP, WPI	**0.000**			**0.003**			**0.002**
IP	IP			**0.032**	**0.021**	**0.000**	0.052	**0.009**
	IP, CPI	**0.037**		**0.020**	**0.009**	**0.003**	**0.019**	**0.002**
	IP, WPI			**0.017**		**0.034**	**0.016**	0.056
	IP, CPI, WPI			0.076	**0.002**		**0.006**	
WPI	WPI				**0.021**	**0.000**		**0.040**
	WPI, CPI	**0.000**				**0.005**		**0.000**
	WPI, IP					**0.014**		
	WPI, PI, CPI	**0.000**			**0.037**		0.083	**0.015**

续表

c. 被解释变量:CPI		国家						
变量	模型设定	美国	英国	加拿大	法国	德国	瑞典	世界
IP	IP	**0.000**	**0.000**	**0.000**	**0.047**	**0.000**	**0.001**	**0.000**
	IP, M1	**0.000**		**0.004**	0.081	**0.002**	**0.000**	**0.000**
	IP, WPI	**0.003**	**0.005**					**0.039**
	IP, M1, WPI	**0.001**						**0.000**
M1	M1			**0.001**	0.75			
	M1, IP	0.092						**0.041**
	M1, WPI							
	M1, IP, WPI							**0.000**
WPI	WPI	**0.000**	**0.001**	**0.000**	**0.000**	**0.000**	**0.000**	**0.000**
	WPI, IP	**0.002**	**0.005**	**0.000**	**0.000**	**0.001**	**0.005**	
	WPI, M1	**0.000**	**0.004**	**0.000**	**0.000**		**0.000**	**0.000**
	WPI, M1, IP	**0.004**	**0.005**	**0.000**	**0.001**	**0.003**	**0.013**	

d. 被解释变量:WPI		国家						
变量	模型设定	美国	英国	加拿大	法国	德国	瑞典	世界
CPI	CPI	**0.012**		**0.000**	**0.020**	0.067	**0.000**	**0.003**
	CPI, M1	**0.004**		**0.000**			**0.000**	**0.002**
	CPI, IP	**0.014**		**0.000**	**0.042**	0.070	**0.000**	**0.089**
	CPI, M1, IP	**0.001**		**0.000**			**0.000**	**0.002**
M1	M1		**0.000**	0.055	0.061	**0.040**	**0.005**	
	M1, CPI		**0.000**					
	M1, IP		**0.038**			**0.011**	0.058	
	M1, CPI, IP	**0.033**	**0.030**			**0.077**		
IP	IP	**0.022**				**0.006**	**0.011**	**0.013**
	IP, CPI	**0.025**				**0.008**		
	IP, M1	**0.015**				**0.001**		**0.007**
	IP, M1, CPI	**0.003**				**0.004**		**0.002**

注：对于表中的每一部分，第一列给出了准备检验其与被解释变量的格兰杰因果关系的变量。例如，a 部分检验对于每个国家和世界总量而言，CPI、M1、WPI 是否在全样本上分别格兰杰引起 IP。第二列列出了特定的 VAR 设定中包括的变量（在所有情形中，都包括了被解释变量的滞后项）。后 7 列给出了得

到的显著性水平。加粗的值表示在5%或更好的显著性水平下拒绝零假设，即不存在格兰杰因果关系。其他值表示在10%的显著性水平上存在格兰杰因果关系，但是在5%的水平上则不存在。在至少10%的水平上都不显著的值予以忽略。在回归过程中根据BIC决定最优滞后长度。

表4—1的结果说明，各变量之间存在复杂而多向的时间先后关系。从中我们可以发现很多统计上显著的格兰杰因果关系，但没有哪一个因果关系在各国都是最强的。例如在美国、法国、瑞典和世界总量中，批发价格是产出的最强预测变量，但在英国和加拿大，M1似乎是更可靠的预测变量。对加拿大、瑞典和世界总量数据而言，CPI对产出也有预测效力，即使在变量WPI和M1都出现的情况下也是如此，但没有哪个变量能对德国的产出作出可靠预测。

批发价格对消费者价格和产出都有很强的预测能力，但这种影响并非单向的，有证据表明产出和消费者价格对批发价格也存在反馈作用。在所有国家（除英国外）中，只用产出或只用消费者价格抑或两者都用，都能预报M1货币存量。值得注意的是，除了英国的M1对其批发价格有一致的预测能力，以及德国的M1对其批发价格有较弱的预测能力外，M1对价格都没有一致的预测力；M1对消费者价格几乎没有任何预测力。

表4—1中没能反映出大萧条期间经济指标的某些剧烈变动，这可能是向量自回归的某些方面导致的。首先，大萧条的崩溃和复苏等阶段的动态过程是迥然不同的，使用1928年到1936年的全部样本数据可能导致这些过程相互合并；其次，在回归中使用两个度量价格水平的变量，可能导致多重共线性，从而掩盖价格和其他变量之间的关系。为了解决这些问题，我们仅用IP、WPI和M1（即排除了CPI）三个变量对样本的前半部分（1928年6月—1933年12月）进行向量自回归。由于只有三个变量，向量自回归的模型设定就只能采用三元或者二元的形式。使用这些更受限制的模型进行格兰杰因果检验得出的结果列在表4—2中。

表 4—2　格兰杰因果检验（1928 年 6 月—1933 年 12 月）

a. 三元向量自回归	国家						
预报关系	美国	英国	加拿大	法国	德国	瑞典	世界
IP →M1					0.081		
M1→IP		**0.080**					
IP→WPI	**0.020**				**0.010**		
WPI→IP	**0.016**	**0.000**	0.052	**0.033**		**0.010**	**0.006**
WPI→M1	**0.006**					0.092	**0.006**
M1→WPI	0.060		0.054	0.083		**0.014**	**0.042**
b. 二元向量自回归	**国家**						
预报关系	**美国**	**英国**	**加拿大**	**法国**	**德国**	**瑞典**	**世界**
IP→M1				0.081	**0.000**		0.055
M1→IP			**0.028**			**0.045**	
IP→WPI	0.071				**0.004**		
WPI→IP	**0.009**	**0.003**	**0.004**	**0.021**		**0.001**	**0.004**
WPI→M1	**0.002**			**0.037**	0.001		**0.001**
M1→WPI			0.063	0.068		**0.018**	

注：a 部分给出了 IP、M1 和 WPI 的三元向量自回归的格兰杰因果检验结果。b 部分是基于二元向量自回归的结果。在表中的每一部分中，第一列表示被检验的格兰杰因果关系的方向。后 7 列给出了得到的显著性水平。加粗的值表示在 5% 或更好的显著性水平下拒绝零假设，即不存在格兰杰因果关系。其他值表示在 10% 的显著性水平上存在格兰杰因果关系，但在 5% 的水平上则不存在。在至少 10% 的水平上都不显著的值予以忽略。所有样本均中止于 1933 年 12 月，所有的向量自回归都包括两阶滞后。

表 4—2 的结果中最为一致的特征，也许就是批发价格的领先指标（leading-indicator）性质。对总量数据来说，无论是二元还是三元设定，WPI 都能在小于 1% 的显著性水平上格兰杰引起 M1 和 P1。对

每个国家（德国除外）的所有设定而言，WPI 都以很高的显著性水平格兰杰引起 IP。然而在不同国家，WPI 并不总是引起 M1。总量数据中的 WPI 能够格兰杰引起 M1，似乎主要是因为美国的数据在其中所占比例较大。

有趣的是，在这些数据中，不同国家的 M1 并不总是格兰杰引起 IP。只有不是特别有力的证据表明 M1 是批发价格的格兰杰原因。使用 1928—1933 年的样本及三元模型，可以发现工业产值也并不总是格兰杰引起货币或价格。如果把样本时间截止到 1932 年 12 月（而非 1933 年 12 月），其结果和表 4—2 的其他结果都变化不大。

从这些发现可以得出什么结论呢？有人可能会说，在大萧条的衰退期（decline phase），批发价格引起其他变量的趋势，以及 M1 货币存量相对较弱的预测能力，和非货币主义者对大萧条的解释（nonmonetarist interpretations）最为一致。例如，这些结果似乎与金德伯格（Kindleberger，1973）的观点，即在大萧条早期，不断下滑的商品价格是衰退加深的一个重要驱动力非常吻合。然而还有其他的解释，其中一种认为，商品价格具有资产价格的一些性质，因此大萧条早期商品价格的下跌在一定程度上预示了产出的下降和利率的上升（我们知道，商品价格一般是高度顺周期的（procyclical），并且是领先变量（leading variables））。下面先对我们的方法进行更一般的讨论，然后再回到这个主题上。

4.2 分解价格和货币存量变动的一个方法

本节的主要目的是解释 1928—1936 年间主要工业国家的价格和货币行为。重申一下，我们的方法是考察一些有经济含义的比率的变动行为；这师法于弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963），他们把美国货币存量的变动分解为基础货币的变动和货币乘数的各个组成部分的变动。

我们分析的起点，是把国家 i 在时间 t 的价格水平表示为如下的

重言式（tautology）：⑦

$P_{it}=(P_{it}/M_{it})\ (M_{it}/BASE_{it})\ (BASE_{it}/RES_{it})\ (RES_{it}/GOLD_{it})\ (QGOLD_{it}\times PGOLD_{it})$ (1)

其中：

P_{it} = 价格水平（WPI 或 CPI）。

M_{it} = 名义货币供给（这里指 M1）。

$BASE_{it}$ = 货币基础（即流通中的银行券加银行准备金）。

RES_{it} = 中央银行的国际储备（即国外资产加上黄金储备），以本币计值。

$GOLD_{it}$ = 中央银行的黄金储备（以本币计值）= $QGOLD_{it}\times PGOLD_{it}$。

$QGOLD_{it}$ = 中央银行的黄金储备，单位为盎司。

$PGOLD_{it}$ = 黄金的官方本币价格。

方程（1）可以看作是把给定时点的价格水平毫无遗漏地分解为若干决定因素。具体分析如下：

（1）实际货币余额的倒数 P_{it}/M_{it}。我们将看到，在我们的样本中，价格/货币比率⑧经常变动相当大。通常认为这一比率变动反映了公众愿意持有的实际货币余额的变化。这种解释隐含地依赖一个假设，即价格能够迅速调整，以便使实际货币存量等于实际货币需求。有很多因素可以引起实际货币需求的变化，其中包括实际产出的变动、预期通货膨胀的变动（体现为名义利率的变动），以及支付技术（payment technology）的变化。在大萧条时期，公众对银行的不信任和金融资产（如股票和公司债券等）的风险性，无疑促使他们窖藏（hoarding）货币：窖藏货币数量的变化影响了总的货币需求，不过从理论上说，它对总的货币需求的这种影响可能为正面的也可能为负面的——这取决于公众持有货币的意愿增加是否超过银行存款的意愿减少。

---

⑦ 重言式（tautology）或译“永真式、恒真式、同义式、同义反复”等，这里我们采用逻辑学上通用的译法“重言式”——译者注。

⑧ 原文为“the ratio of price to money”，直译为“价格与货币之比”，为了简洁，这里译作“价格/货币比率”。下文也有多处类似的处理——译者注。

价格/货币比率变动的另外一个解释是这些变化反映了一个不均衡调整过程的作用。当各国在20世纪20年代末恢复金本位制度时，很多观察家关心官方平价的绝对值和相对值是否同长期均衡汇率相一致。众所周知，凯恩斯曾提出，在官方平价上，英镑被高估了，而当时人们也普遍认为法郎被低估了。被高估货币的调整过程会引起货币供给（通过黄金流失）收缩，价格下跌，这些情况会一直持续到该国国内实际货币余额和实际汇率达到长期均衡水平才告停止。如果国内价格具有某种程度的黏性，那么这个调整过程就会引起价格/货币比率随时间而变化，且这种变化和对实际余额的理论上的需求（notional demand）无关。价格/货币比率的精确变动过程以一种复杂的方式依赖于价格和黄金存量的相对调整速度。我们在下文发现，有证据表明，在大萧条的早期，这一不均衡的调整过程确实曾经发生过。

导致价格水平变动的其他4个因素（见方程1）是名义货币供给的决定因素：

（2）货币乘数 $M_{it}/BASE_{it}$。在采用部分准备金（fractional-reserve）的银行体系中，内在货币M1的数量是外在货币（即货币基础）的数量的倍数。正如弗里德曼与舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）以及其后许多教科书所指出的，货币乘数取决于（公众偏好的）通货/存款比率和银行准备金/存款比率。各国的各不相同的货币乘数取决于本国金融发达程度及其特有的金融机构，并且在一个国家内，货币乘数还可能随着金融机构的变迁而变动。然而，大萧条期间货币乘数的剧烈变动——这一定与通货/存款比率和银行准备金/存款比率的大幅变动有关——通常与银行业恐慌有关，或者至少与银行系统的问题有关。例如，在1930年12月发生的弗里德曼与舒瓦茨所称的“第一次银行危机”之后，美国的货币乘数急剧下降，此后继续或多或少地下降，直到1933年3月的最后一次银行危机后才稳定下来。因此，在下文，我们把由货币乘数的变动引起的国内货币存量的变动看作主要是由国内银行体系的问题所引起的。

（3）覆盖率（cover ratio）的倒数 $BASE_{it}/RES_{it}$。金本位制的规则并不要求货币基础完全由黄金或其他国际储备作支撑。换言之，国际储备与货币基础之比（称为覆盖率或黄金支持率）可以，并且通常会小于1。大多数国家确实曾以法律形式规定了覆盖率的最小值。例如在美国，这一时期覆盖率的法定最小值是40%，这意味着它的倒数 $BASE_{it}/RES_{it}$ 的法定最大值是2.5。虽然规定了覆盖率的下限，却对其上限没有限制，这实际上允许金本位制下的央行在决定其国内货币政策时有一定的相机抉择权（Sumner，1991）。例如，通过冲销黄金流入，各国可以提高它们的覆盖率，从而降低货币基础对国际储备的比率。下文我们将把 $BASE_{it}/RES_{it}$ 的变动看作是央行冲销（不管是积极的还是消极的）的指标。

（4）国际储备与黄金存量之比 $RES_{it}/GOLD_{it}$。[⑨] 在金汇兑本位（gold exchange standard）下，许多国家的中央银行被允许持有“储备货币”（reserve currencies）——例如美元和英镑——来代替黄金，因此对全世界来说，国际储备与货币性黄金之比就大于1。在20世纪30年代早期，由于担心储备货币贬值，许多中央银行将外汇储备兑换成黄金，这意味着总储备/黄金比率下降了（Eichengreen，1990，ch. 10）。此外，一些国家（其中法国最令人瞩目）刻意坚持用外汇储备兑换黄金的政策，即使在外汇市场陷入不稳定时期之前也乐此不疲（例如见 Hawtrey，1939，p. 138）。下文将用储备/黄金比率来衡量外汇储备的清偿能力对国内和世界货币供给的影响。

（5）黄金的数量与“价格”，$QGOLD_{it}$ 与 $PGOLD_{it}$。就单个国家而言，在其他因素保持不变时，黄金流入，则国内货币供给得以增加。在黄金的物理存量保持不变时，黄金的本币价格上升，即本币贬值，也允许国内货币供给增加。

总之，方程（1）提供了一种探索性的方法，使我们可以把一个给定国家的价格变动分解成如下诸因素：

---

⑨ 这句的原文是 the ratio of international reserves to gold stocks，$BASE_{it}/RES_{it}$，显然有误。根据方程（1），这一比率应该写作 $RES_{it}/GOLD_{it}$——译者注。

①给定货币存量时价格水平的变动要么反映货币需求的变化，要么反映金本位制下价格和货币存量的不均衡调整；

②货币乘数的变动反映商业银行体系的状况；

③覆盖率的变动反映央行冲销国际储备的流入或流出的程度；

④国际储备（包括外汇储备）与黄金之比的变动反映外汇储备的清偿能力；

⑤平价（黄金的价格）或者黄金的物理存量的变化。

作为一个重言式，方程（1）自然适用于所有国家——不管是坚持金本位制还是脱离金本位制的国家，并且对这两组国家，我们将分别计算并解释它们的这些比率。我们希望看到，金本位和非金本位国家之间的主要差异是后者的覆盖率（至少原则上）不受任何约束。[⑩] 然而，即使对于放弃金本位制的国家，方程（1）在解释它们的货币存量和价格水平的变动根源时也仍然是有用的，并且（完全地或部分地）放弃金本位制的国家（在所有情形下）继续持有黄金，因此它们的政策与那些坚持金本位制的国家有相当大的相关性。

只有对单个国家才能直接应用方程（1）。方程（1）的将所有国家加总的版本将会非常有用，因为这样我们不仅可以比较整个世界的货币发展的各种影响因素的相对重要性，还可以解释可能的综合影响（compositional effects），例如黄金存量在各国“分布不均”的观点。

为了使方程（1）可用于世界各国，令 p = ln（p），pm = ln（P/M），mb = ln（M/BASE），br = ln（BASE/RES），rg =（RES/GOLD），qg = ln（QGFOLD）以及 pg = ln（PGOLD），则方程（1）可以更集约地（以对数形式）写成：

$$p_{it} = pm_{it} + mb_{it} + br_{it} + rg_{it} + qg_{it} + pg_{it} \tag{2}$$

---

⑩ 值得注意的是，各国不必非常积极地利用这一自由。艾钦格林（Eichengreen, p. 250）写道：“甚至在大萧条开始之后放弃金本位制的多数国家仍然维持与其传统数值相差不大的黄金覆盖率，这要么是因为有法律规定，要么是因为缺乏自信而出于防止贬值的考虑。”

令 ω_i 为不随时间变化的权重，它反映经济体 i 在世界经济中的相对重要性，且 $\sum_{i=1}^{n}\omega_i=1$（在应用中，我们基于 1928 年各国的相对实际 GDP 构造权重）。然后定义 $p_t=\sum_{i=1}^{n}\omega_i p_{it}$，$pm_t=\sum_{i=1}^{n}\omega_i pm_{it}$，…，我们可以把方程（2）的“世界”版本写成：

$$p_t = pm_t + mb_t + br_t + rg_t + qg_t + pg_t \tag{3}$$

上式中的各个量，现在指的是相应的各国的量的加权平均。

上文已经提及，现在关于 20 世纪 30 年代货币性黄金的世界性“短缺”的很多讨论，关注的都是黄金存量在各国家之间“分布不均”的问题，而不是货币性黄金总存量的短缺问题（实际上，在那 10 年中，黄金存量增长显著）。为了把黄金的国际分布引起的货币影响与世界货币性黄金存量的变动引起的货币影响区分开来，把方程（3）隐含的分解进一步拆分是十分有用的：对时间 t 的每个国家 i，将其黄金数量（以物理单位计量）的对数值拆分为两部分——该国在世界货币性黄金中所占份额的对数值 s_{it} 和世界货币性黄金存量的对数值 g_t，即：

$$qg_{it} = s_{it} + g_t$$

对所有国家求加权和得到 $qg_t = s_t + g_t$，其中加权份额（weighted share）$s_t=\sum_{i=1}^{n}\omega_i s_{it}$ 是黄金“分布不均”的指标。注意到 s_t 近似等于国家经济权重和黄金份额的对数之间的协方差，因此若 s_t 较小，则意味着国家持有的黄金数量与其经济重要性不相匹配（disproportionate），例如黄金“分布不均”。

利用定义 $qg_t = s_t + g_t$，我们把方程（3）改写为：

$$p_t = pm_t + mb_t + br_t + rg_t + s_t + g_t + pg_t \tag{4}$$

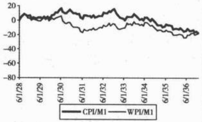
再次指出，方程（4）中 s_t 与 g_t 的出现，使我们可以把黄金存量分布的变动（redistribution）对世界价格水平的影响和世界货币性黄金总存量的变动对世界价格水平的影响区分开来。

4.3 价格与货币之比的变动行为

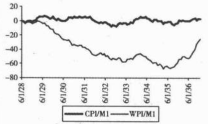
在把方程（2）和（4）应用到大萧条时期的数据时，我们首先分别考虑单个国家和“世界”加总的价格/货币比率的变动行为。第4.4节则研究货币存量的决定因素。

图4—2中给出了世界总量的价格/货币比率，而样本中每个国家的价格/货币比率则见图4—3。对每个国家，价格水平分别用WPI和CPI度量。货币存量是M1或其近似值（关于数据序列的构造的详细信息请参见数据附录）。

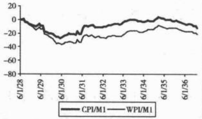
加拿大：CPI/ M1 与 WPI/ M1 的累计对数变化



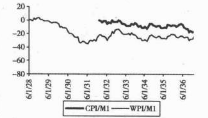
法国：CPI/ M1 与 WPI/ M1 的累计对数变化



德国：CPI/ M1 与 WPI/ M1 的累计对数变化



日本：CPI/ M1 与 WPI/ M1 的累计对数变化



续图

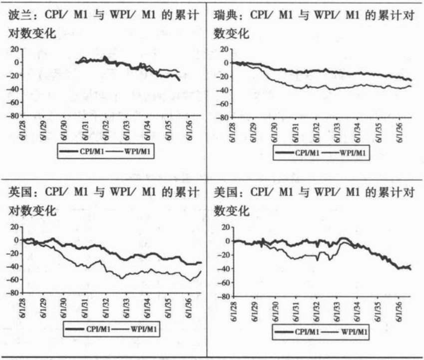


图4—3　1928—1936年各国价格水平/货币存量比率（图中刻画的值为价格水平（用CPI或WPI衡量）与M1货币存量之比的累计对数变动）

我们在图4—1的右半部和图4—2的右上角已经看到，从大萧条爆发到1933年春，消费者价格和批发价格都显著下降，此后开始恢复。然而，它们与货币存量的比率的变动轨迹相当不同。图4—2右下角（世界总量数据）或图4—3（单个国家的数据）清楚地表明，在大萧条早期阶段，相对于M1，CPI的下降一般相当温和。等价的，以M1/CPI衡量的实际货币余额并没有上升太多。然而，从1928年后期到1931年春，批发价格迅速下降，即使它和货币存量的比率也是如此，即在我们样本中的所有国家和世界总量中，M1/WPI实际上都大幅上升。

表4—3给出了1928年6月到1931年6月期间（这是大萧条的第一个严重阶段）这些变动的一些特定值，以及其他有关的数值。从中我们再次看到，大萧条早期批发价格的显著下降是很明显的。在这3年间，表4—3列出的7个国家里，有4个国家的批发价格/货币存量比率下降幅度超过35个对数点，有6个国家下降幅度超过25个对数点。各样本国家的WPI/M1下降幅度的加权平均接近30个对数点。相反，在这3年期间，CPI/M1下降幅度的加权平均小于6个对数点。实际上，在1928—1931年间，加拿大和法国的消费者价格与货币存量之比上升了。

表4—3　　**价格、货币和黄金存量的对数变化**

1928年6月—1931年6月

国　家	WPI	WPI/M1	CPI	CPI/M1	M1	QGOLD
加拿大	-28.76	-17.24	-10.51	1.36	-11.51	-18.69
法国	-29.28	-37.05	13.35	5.58	7.77	66.60
德国	-22.97	-25.41	-9.41	-11.85	2.44	-38.29
日本	-39.41	-35.42	—	—	-3.99	-24.30
瑞典	-31.68	-36.51	-9.07	-13.90	4.83	3.34
英国	-39.49	-38.99	-11.55	-11.05	-0.50	-4.05
美国	-33.24	-25.67	-12.14	-4.57	-7.57	20.75
世界	-32.38	-29.19	-8.68	-5.59	-3.19	7.68

注：表中给出了在1928年6月—1931年6月间7个国家和世界总量的每个变量的累计对数变化。因数据缺失，计算世界总量时忽略了波兰。各变量定义参见正文。

大萧条最初阶段批发价格崩溃的根源无疑值得进行专门研究，虽然这不在本章范围之内。我们推测宏观经济状态的外生和内生因素都是批发价格下降的原因。例如，正如金德伯格（Kindleberger，1973）所强调的，在外生于经济周期（business cycle）的各种原因之中，一战后世界商品供给的扩张无疑起了重要作用（在这一时期，国际可进行贸易商品的价格在批发价格指数中占了主要份额。表4—3第1列清楚地表明，各国WPI变动之间具有很强的相关性。这说明，国内批发价格指数的变动受国际可进行贸易商品价格的变动主导的现象，在1928—1931年间似乎尤其显著）。但这也是商品价格以及一般来说原材料价格在衰退期常常迅速下降的一个案例。例如，这些价格是内生于宏观经济条件的。这种很强的周期敏感性可能反映了一个事

实，即可储藏商品（storable commodities）的价格具有资产价格的一些特征，其中包括“前瞻性”变动（forward-looking behavior）、对利率水平的敏感性，以及商品需求的产出弹性远大于1等现象。然而，尽管有这些现象，1928年到1931年间的批发价格崩溃似乎还可能有重要的非货币原因。

批发价格指数的行为固然有趣，但消费者价格与本章关注的货币问题可能更为相关。尤其是，因为居民持有货币供给的大部分，所以衡量实际货币余额需求的变动的、更恰当的缩减因子是CPI。与WPI相比，CPI还赋予本国非贸易商品和服务以更大的权重，因而可能是度量国内价格随国际黄金流动调整的更好指标。

如果把我们的注意力局限于消费者价格相对于货币存量的变动，则正如我们已经注意到的，待解释的（消费者价格的）绝对变动比批发价格的变动小得多。的确，如果我们把CPI的变动分解为M1的变动和CPI/M1比率的变动，则后者可能相当重要（如表4—3所表明的）。例如，在关键的1928—1931年间，尽管德国和瑞典的货币供给M1都增长了，但是它们的消费者价格都下降了9个对数点以上。在英国，1928年6月到1931年6月消费者价格的全部下降幅度（11个对数点以上），都反映了CPI/M1比率的下降，而非M1本身的下降。对世界总量而言，消费者价格下降的全部8.7个对数点中，有5.6个对数点来自CPI/M1比率的下降。

然而，CPI比货币存量下降更快这一事实只是说明了在这3年间，大多数国家的实际货币余额增加了。以那种方式看来，消费者价格相对于货币存量的变动似乎不是特别明显。例如，虽然实际经济活动的减少和与之相关的货币交易需求的减少在促使货币总需求降低，但是下降的利率、通货膨胀率以及金融混乱，还是能很好地解释实际货币持有量的相对温和增长的现象。

有时人们会认为一些国家货币需求的异常增加产生了重要的紧缩性冲击。弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）注意到，在大萧条早期，美国和加拿大的货币流通速度大幅下降加剧了货币存量收缩的影响。更近的，菲尔德（Field，1984）提供了证据表明在大

萧条爆发之前，华尔街上的投机活动增加了对美元的交易需求；艾钦格林（Eichengreen，1992）等人也指出，在庞加莱稳定之后，法国货币需求的增加可能促使黄金流入该国。正如我们已经指出的，还有一种可能是，某些国家的金融危机和通货紧缩通过增加货币窖藏而提高了货币需求。众所周知，在封闭经济中，（由任何原因引起的）货币需求增加意味着 LM 曲线的收缩性（向左）移动。在以金本位制相联系的开放经济中，任何一国货币需求的额外增加，都会吸引黄金流入，导致所有国家都有通货紧缩的压力。法国和美国确实曾经以其他国家的经济利益为代价吸引了大量的黄金流入，见表 4—3 的最右一列。

在大萧条早期，某些国家的货币需求的异常增加会起到重要的通货紧缩作用吗？表 4—3 基本没有为这一观点提供证据。在从 1928 年中期开始的 3 年里——这段时间涵盖了华尔街上主要的投机风潮——美国的实际货币余额 M1/CPI 上升了不到 5 个对数点。这表明菲尔德所确认的货币需求的增加对宏观经济整体不是特别重要。如表 4—3 所示和我们已经指出的，在 1928—1931 年间，法国的实际货币余额实际上下降了，这与如下观点，即该时期法国货币需求的增加是黄金流入该国的主要根源并不一致。

最后，我们指出表 4—3 没有表明实际货币需求的变动和金融危机之间存在显著的相关性。从 1928 年 6 月到 1931 年 6 月，实际货币需求增加最多的是瑞典、德国和英国。英国和瑞典在大萧条的任何时刻都没有发生严重的银行危机。在 1931 年夏，即表 4—3 所跨时间段的结尾，德国银行业确实发生了相当严重的问题。然而图 4—3 表明，1931 年中期正值银行业恐慌发生的时候，德国的实际货币余额不是增加而是显著下降了。因此再次说明，似乎没有证据表明特定国家货币需求的异常增加具有显著的通货紧缩效应。

虽然似乎没有理由将 CPI 的紧缩归因于货币需求的异常增加，但似乎确实存在证据支持这一观点，即在大萧条早年，价格相对于货币存量的变动可能反映了一个不均衡调整过程，并且是不恰当的初始平价使这一调整过程成为必要。将英法两国进行对比最富启发意义。当时现代历史学家广泛持有的观点是，在重返金本

位时所采纳的官方平价中，英镑被高估了，而法郎被低估了。如果这一观点是正确的，则预示着英国的黄金会流失并发生通货紧缩，而法国则会得到黄金并发生通货膨胀。众所周知（并且如表4—3所示），事实正是如此。在该时期，法国得到了大量的黄金（见表4—3最后一列），并且虽然这些黄金流入的大部分都被冲销了，法国的货币供给还是增加了大约8个对数点。英国流失黄金，因而在1928年6月—1931年6月期间其名义货币供给略有下降，并且两国货币增长之差（约8个对数点）与它们的消费者价格变动之差相比，显得相当小——法国的消费者价格上涨了13个对数点以上，而英国则下降了将近12个对数点，二者相差25个对数点。后面这种情况正是一个不均衡调整过程的结果，如果法国最初的实际货币余额高于其长期均衡水平，英国最初的实际货币余额低于其长期均衡水平，得到的就是这种结果。

使用方程（1）有助于阐明这一观点。将方程（1）改写为：

$$P_{it} = (P_{it}/M_{it})\ k_{it}\ (QGOLD_{it} \times PGOLD_{it}) \tag{5}$$

其中k =（M/BASE）（BASE/RES）（RES/GOLD）。方程（5）适用于时期t的某个国家i。类似可以写出适用于同一时期的另一个国家j的方程。我们把国家i的方程（5）与国家j的方程相除，并注意到这两国之间的名义汇率e的定义为$PGOLD_{jt}/PGOLD_{it}$，那么我们可以把这两国之间的实际汇率的表达式构造为：

$$\frac{eP_{it}}{P_{jt}} = \frac{(P_{it}/M_{it})\ k_{it}\ QGOLD_{it}}{(P_{jt}/M_{jt})\ k_{jt}\ QGOLD_{jt}} \text{⑪} \tag{6}$$

为了方便讨论，假设（6）式定义的实际汇率高于其长期均衡值（即将国家i看成英国，把国家j看成法国），并且认为K（它依赖于政策体制和机构因素）或多或少地是固定的，则方程（6）给出了实际汇率向其长期均衡值调整的两种方式。这两种方式分别是：①英国和法国的价格/货币比率之比$\frac{P_{it}/M_{it}}{P_{jt}/M_{jt}}$下降和②英国黄金持有量相对于

---

⑪ 此式的原文是$\frac{eP_{it}}{P_{jt}} = \frac{(P_{it}/M_{it})\ k_{it}\ QGOLD_{it}}{(P_{jt}/M_{jt})\ k_{jt}\ QGOLD_{ij}}$，有误，译者注。

法国黄金持有量下降。我们已经指出，只有当英国最初的实际货币余额低于其均衡水平而法国最初的实际货币余额高于其均衡水平时，第一种方式才可行。实证表明，在1928—1931年间两种机制似乎都曾发挥作用。

综上所述，在1928—1931年间，除了货币存量的收缩之外，是否曾经有显著的通货紧缩力量发挥作用，取决于价格水平的度量方式。在大萧条的早期阶段，批发价格指数的下降远远快于货币存量的下降，这在很大程度上反映了国际贸易商品价格的急剧下降。商品价格的下降在多大程度上是由当时的以及预期的宏观经济条件的外生或内生因素引起的，尚有待决定，并且这将是未来研究的有趣课题。不过，批发价格的下降幅度中，至少有相当一部分本质上似乎可能是非货币性的。

相反，消费者价格指数的变动行为，很大程度上都可以用货币存量的下降（与之相联系的是对实际货币余额需求的适度上升）来解释。另外，由初始的平价选择和黄金持有量的国际分布引起的价格水平的不均衡调整，可以解释一部分的价格/货币存量比率的变动行为⑫。然而，没有证据支持如下观点，即美国、法国或其他国家的货币需求的异常大的增长带来了大的通货紧缩冲击。

4.4 货币存量的行为

在上一节我们看到，至少就消费者价格指数而言，20世纪30年代早期破坏性的通货紧缩似乎不能主要归因于价格水平/货币存量比率的下降。更加合理的解释是，当时一般的通货紧缩主要是货币供给下降（或非常缓慢地增长）的结果。表4—3的第6列（变量名为M1）使这一观点最为引人注目。在1928年6月—1931年6月期间，即在主要的银行业和汇率危机发生之前，表中所列的7个国家中，有4个国家的名义货币存量实际上下降了。事实上，在1928年6月到

---

⑫ 原文是“the behavior of prices conditional on money stocks”，为了方便读者理解，这里没有严格按照原文来翻译，下文也有类似的处理——译者注。

1931 年 6 月，尽管各国国内黄金存量增长幅度的加权平均值增长了将近 8 个对数点，但是“世界”加权平均的名义 M1 货币存量却下降了 3 个对数点以上。⑬ 名义货币存量增长的国家有德国（3 年增长了 2.44 个对数点）和瑞典（增长 4.83 个对数点），但必须承认这些货币的增长速度非常缓慢。只有法国的货币增长更加接近于“正常”幅度，从 1928 年中期到 1931 年中期累计增长了 7.77 个对数点。我们用这些数据来支持汉密尔顿（Hamilton，1983）的观点——即使在大萧条的最早阶段，货币紧缩（monetary tightness）也起了很重要的作用。当然，在 1931 年的混乱之后，很多国家的货币存量下降的甚至更快，这些将在下文讨论。

为什么货币存量的变化如此乖张？为了解释这个问题，本节我们使用第 4.2 节描述的分解方法来分析 M1 货币存量（或其近似等价量），首先分析样本中每个国家的数据，然后再分析各国数据的加总。我们的目标是定量地确认最能导致大萧条期间国内和世界货币供给崩溃的因素。

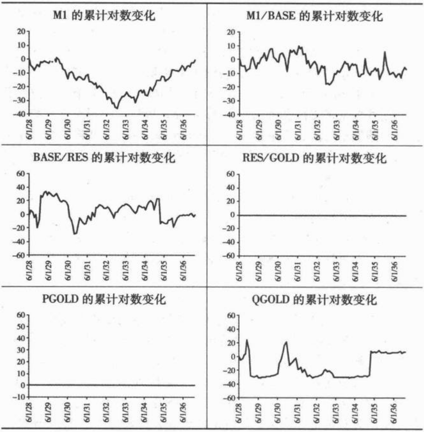
我们得到的基本结果见图 4—4、图 4—5 和表 4—4、表 4—5。图 4—4 绘出了所有 8 个样本国家的 M1 货币存量的变化及其构成比率（component ratios），图 4—5 则绘出了“世界”加总量（波兰除外）的类似分解结果。表 4—4 列出了 4 个经济最重要的国家（法、德、英、美）在选定的季度里的分解结果，表 4—5 给出了“世界”加总量的分解结果。注意，图 4—5 和表 4—5 中给出的“世界”货币存量变动的分解包括了第 4.2 节讨论的黄金分布效应。表 4—4 还列出了中央银行的贴现率以供参考。除了表 4—4 中的贴现率之外，报出的每个变量的数据都是相对于 1928 年 6 月的累积变化量，以对数点表示。表中的数据都是该季度的最后一个月的数据，如果采用该季度的平均数据，对结果不会有根本性影响。

为了节省篇幅，我们这里的讨论只集中于表 4—4 和表 4—5。对应的图形留待读者自己去观察。

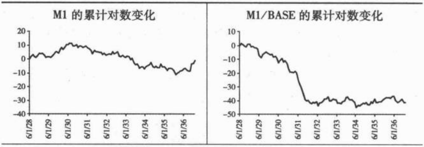
---

⑬ 在同一时期，“世界”货币性黄金存量的总量增加了 21 个对数点。21 与 8 之间的差异反映了货币性黄金日益“分布不均”，下文将加以讨论。

a. 加拿大

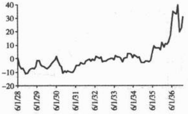

M1 的累计对数变化
M1/BASE 的累计对数变化
BASE/RES 的累计对数变化
RES/GOLD 的累计对数变化
PGOLD 的累计对数变化
QGOLD 的累计对数变化
6/1/28
6/1/29
6/1/30
6/1/31
6/1/32
6/1/33
6/1/34
6/1/35
6/1/36

b. 法国

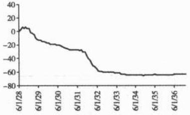

M1 的累计对数变化
M1/BASE 的累计对数变化
6/1/28
6/1/29
6/1/30
6/1/31
6/1/32
6/1/33
6/1/34
6/1/35
6/1/36

续图

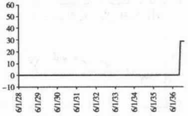
BASE/RES 的累计对数变化



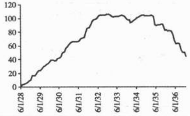
RES/GOLD 的累计对数变化



PGOLD 的累计对数变化

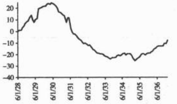


QGOLD 的累计对数变化

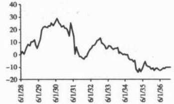


c. 德国

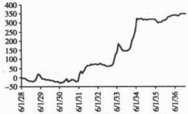
M1 的累计对数变化



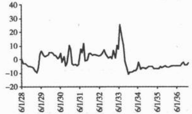
M1/BASE 的累计对数变化



BASE/RES 的累计对数变化

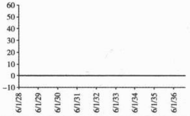


RES/GOLD 的累计对数变化



续图

PGOLD 的累计对数变化

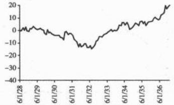


QGOLD 的累计对数变化

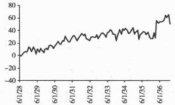


d. 日本

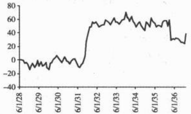
M1 的累计对数变化



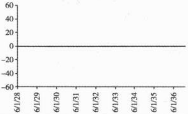
M1/BASE 的累计对数变化



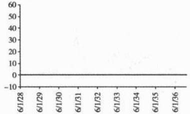
BASE/RES 的累计对数变化



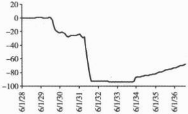
RES/GOLD 的累计对数变化



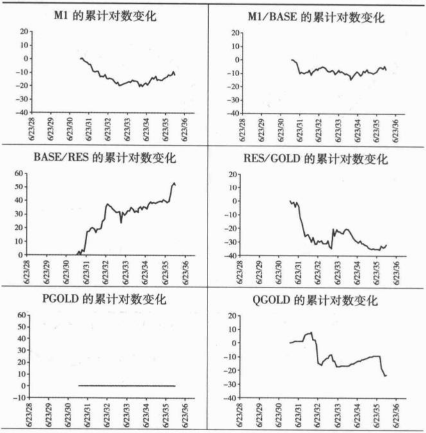
PGOLD 的累计对数变化



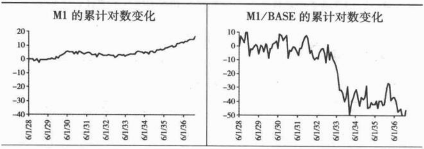
QGOLD 的累计对数变化



e. 波兰 续图


M1 的累计对数变化
20 10 0 −10 −20 −30 −40
6/23/28 6/23/29 6/23/30 6/23/31 6/23/32 6/23/33 6/23/34 6/23/35 6/23/36
M1/BASE 的累计对数变化
20 10 0 −10 −20 −30 −40
6/23/28 6/23/29 6/23/30 6/23/31 6/23/32 6/23/33 6/23/34 6/23/35 6/23/36
BASE/RES 的累计对数变化
60 50 40 30 20 10 0
6/23/28 6/23/29 6/23/30 6/23/31 6/23/32 6/23/33 6/23/34 6/23/35 6/23/36
RES/GOLD 的累计对数变化
20 10 0 −10 −20 −30 −40
6/23/28 6/23/29 6/23/30 6/23/31 6/23/32 6/23/33 6/23/34 6/23/35 6/23/36
PGOLD 的累计对数变化
60 50 40 30 20 10 0 −10
6/23/28 6/23/29 6/23/30 6/23/31 6/23/32 6/23/33 6/23/34 6/23/35 6/23/36
QGOLD 的累计对数变化
20 10 0 −10 −20 −30 −40
6/23/28 6/23/29 6/23/30 6/23/31 6/23/32 6/23/33 6/23/34 6/23/35 6/23/36

f. 瑞典

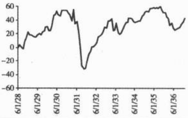

M1 的累计对数变化
20 10 0 −10 −20 −30 −40
6/1/28 6/1/29 6/1/30 6/1/31 6/1/32 6/1/33 6/1/34 6/1/35 6/1/36
M1/BASE 的累计对数变化
10 0 −10 −20 −30 −40 −50
6/1/28 6/1/29 6/1/30 6/1/31 6/1/32 6/1/33 6/1/34 6/1/35 6/1/36

续图

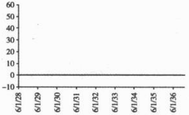
BASE/RES 的累计对数变化



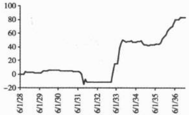
RES/GOLD 的累计对数变化



PGOLD 的累计对数变化

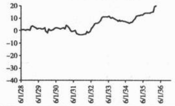


QGOLD 的累计对数变化

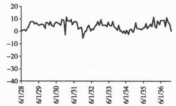


g. 英国

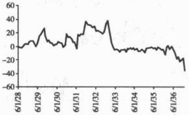
M1 的累计对数变化



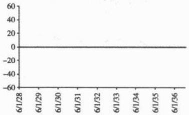
M1/BASE 的累计对数变化



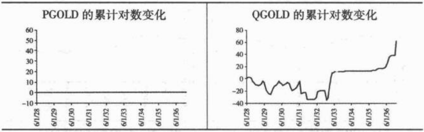
BASE/RES 的累计对数变化



RES/GOLD 的累计对数变化



续图



h. 美国

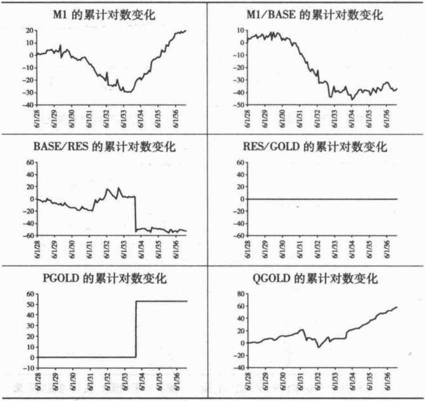


图 4—4　1928—1936 年各国货币存量变化的组成因素（每个样本国家的 M1 的对数累计变化被分解成各组成部分；各变量定义参见正文）

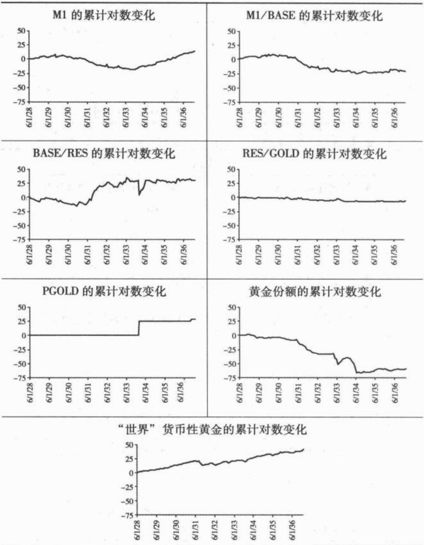


图 4—5　1928—1936 年世界 M1 货币存量（7 国加权平均值）变化的组成因素
（M1 的对数的加权平均值的累计变化被分解为对应的加权组成部分；波兰因为数据不足被忽略；所使用的权重参见数据附录；各变量定义参见正文）

表4—4　　4个国家货币存量的决定因素
(1928年第2季度至1936年第4季度)

a. 法国

		M1	M1/BASE	BASE/RES	RES/GOLD	PGOLD	QGOLD	Disc.(%)
1928	Ⅱ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.5
	Ⅲ	1.74	-0.52	-7.11	3.90	0.00	5.48	3.5
	Ⅳ	4.04	1.00	-10.85	4.09	0.00	9.81	3.5
1929	Ⅰ	2.39	-1.70	-7.43	-4.98	0.00	16.49	3.5
	Ⅱ	1.52	-7.30	-1.52	-13.04	0.00	23.38	3.5
	Ⅲ	2.93	-6.14	-5.76	-15.88	0.00	30.71	3.5
	Ⅳ	4.12	-6.37	-7.89	-17.90	0.00	36.28	3.5
1930	Ⅰ	6.78	-8.42	-4.08	-19.11	0.00	38.39	3.0
	Ⅱ	10.37	-12.68	1.65	-20.44	0.00	41.84	2.5
	Ⅲ	8.98	-12.07	-6.41	-23.87	0.00	51.32	2.5
	Ⅳ	8.29	-16.46	-10.15	-26.51	0.00	61.42	2.5
1931	Ⅰ	8.28	-19.75	-10.16	-27.85	0.00	66.05	2.0
	Ⅱ	7.77	-25.68	-5.01	-28.14	0.00	66.60	2.0
	Ⅲ	3.75	-34.00	-3.01	-30.88	0.00	71.65	2.0
	Ⅳ	5.18	-39.82	-2.00	-39.52	0.00	86.52	2.5
1932	Ⅰ	3.11	-41.50	-1.82	-51.04	0.00	97.47	2.5
	Ⅱ	3.03	-43.80	1.55	-58.83	0.00	104.10	2.5
	Ⅲ	5.22	-40.12	0.95	-60.41	0.00	104.80	2.5
	Ⅳ	5.02	-37.34	-1.85	-61.00	0.00	105.21	2.5
1933	Ⅳ	-3.80	-37.13	0.29	-64.77	0.00	97.81	2.5
1934	Ⅳ	-5.23	-41.38	-2.89	-65.09	0.12	104.01	2.5
1935	Ⅳ	-11.07	-37.77	8.26	-64.28	0.12	82.60	5.0
1936	Ⅳ	-1.17	-41.51	30.82	-63.87	29.14	44.25	2.0

续表

b. 德国

		M1	M1/BASE	BASE/RES	RES/GOLD	PGOLD	QGOLD	Disc. (%)
1928	Ⅱ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	7.0
	Ⅲ	3.48	3.69	-10.09	-4.13	0.00	14.00	7.0
	Ⅳ	8.49	7.40	-20.08	-5.81	0.00	26.97	7.0
1929	Ⅰ	13.78	11.80	-13.28	-10.00	0.00	25.25	6.5
	Ⅱ	10.25	7.64	5.29	5.97	0.00	-8.64	7.5
	Ⅲ	20.18	21.33	-9.89	2.77	0.00	5.96	7.5
	Ⅳ	21.48	21.68	-14.28	4.96	0.00	9.12	7.0
1930	Ⅰ	24.10	25.25	-22.27	3.09	0.00	18.03	5.0
	Ⅱ	23.94	26.80	-30.53	4.82	0.00	22.84	4.0
	Ⅲ	19.74	24.18	-17.14	-4.66	0.00	17.36	4.0
	Ⅳ	15.17	20.78	-19.62	7.87	0.00	6.13	5.0
1931	Ⅰ	7.55	15.00	-14.77	-3.55	0.00	10.87	5.0
	Ⅱ	2.44	14.53	18.37	7.82	0.00	-38.29	7.0
	Ⅲ	-1.95	2.75	43.62	-1.18	0.00	-47.15	8.0
	Ⅳ	-6.55	-2.35	66.06	4.78	0.00	-75.04	7.0
1932	Ⅰ	-10.30	-1.67	74.09	3.65	0.00	-86.36	7.0
	Ⅱ	-12.05	5.05	71.52	3.19	0.00	-91.81	5.0
	Ⅲ	-15.56	9.21	67.31	4.11	0.00	-96.19	5.0
	Ⅳ	-18.67	13.22	61.20	1.90	0.00	-94.99	4.0
1933	Ⅳ	-22.57	5.74	149.27	-9.03	0.00	-168.56	4.0
1934	Ⅳ	-21.09	-4.62	315.86	-5.20	0.01	-327.14	4.0
1935	Ⅳ	-18.86	-10.58	320.01	-5.45	0.01	-322.85	4.0
1936	Ⅳ	-7.09	-10.41	349.76	-2.69	0.01	-344.56	4.0

续表

c. 英国

		M1	M1/BASE	BASE/RES	RES/GOLD	PGOLD	QGOLD	Disc.（%）
1928	Ⅱ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.5
	Ⅲ	0.17	0.15	-0.53	0.00	0.00	0.56	4.5
	Ⅳ	0.12	7.18	2.74	0.00	0.00	-9.81	4.5
1929	Ⅰ	2.78	5.62	7.27	0.00	0.00	-10.10	5.5
	Ⅱ	1.50	4.42	3.51	0.00	0.00	-6.43	5.5
	Ⅲ	0.79	5.25	20.66	0.00	0.00	-25.12	6.0
	Ⅳ	-1.80	6.84	6.46	0.00	0.00	-15.10	5.0
1930	Ⅰ	-0.18	4.53	4.22	0.00	0.00	-8.93	3.5
	Ⅱ	2.08	7.10	2.78	0.00	0.00	-7.81	3.0
	Ⅲ	1.07	4.76	4.49	0.00	0.00	-8.18	3.0
	Ⅳ	1.18	-3.02	18.10	0.00	0.00	-13.90	3.0
1931	Ⅰ	1.53	7.63	10.55	0.00	0.00	-16.65	3.0
	Ⅱ	-0.50	7.61	-4.06	0.00	0.00	-4.05	2.5
	Ⅲ	-2.85	1.74	18.38	0.00	0.00	-22.97	6.0
	Ⅳ	-3.35	-5.42	36.06	0.00	0.00	-33.99	6.0
1932	Ⅰ	-1.06	2.95	29.94	0.00	0.00	-33.94	3.5
	Ⅱ	1.50	1.44	22.06	0.00	0.00	-22.00	2.0
	Ⅲ	5.57	5.36	19.81	0.00	0.00	-19.61	2.0
	Ⅳ	7.88	9.34	33.34	0.00	0.00	-34.80	2.0
1933	Ⅳ	7.13	4.54	-9.13	0.00	0.00	11.73	2.0
1934	Ⅳ	9.33	6.51	-9.71	0.00	0.01	9.33	2.0
1935	Ⅳ	14.66	11.38	-13.22	0.00	0.01	16.49	2.0
1936	Ⅳ	25.29	0.13	-36.32	0.00	0.01	61.46	2.0

续表

d. 美国

		M1	M1/BASE	BASE/RES	RES/GOLD	PGOLD	QGOLD	Disc.（%）
1928	Ⅱ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	4.49
	Ⅲ	1.22	4.14	−3.45	0.00	0.00	0.53	4.83
	Ⅳ	1.70	6.28	−4.95	0.00	0.00	0.37	4.83
1929	Ⅰ	4.24	4.83	−2.75	0.00	0.00	2.16	4.87
	Ⅱ	1.65	2.32	−6.50	0.00	0.00	5.82	5.00
	Ⅲ	2.65	5.44	−9.92	0.00	0.00	7.13	5.08
	Ⅳ	1.70	8.26	−10.97	0.00	0.00	4.41	4.80
1930	Ⅰ	4.43	7.70	−11.71	0.00	0.00	8.43	4.26
	Ⅱ	−1.83	1.61	−14.72	0.00	0.00	11.28	3.81
	Ⅲ	−2.69	3.64	−17.17	0.00	0.00	10.84	3.40
	Ⅳ	−4.19	0.28	−16.89	0.00	0.00	12.41	3.37
1931	Ⅰ	−1.75	−0.29	−16.63	0.00	0.00	15.16	3.08
	Ⅱ	−7.57	−9.67	−18.65	0.00	0.00	20.75	2.81
	Ⅲ	−9.60	−12.62	−12.64	0.00	0.00	15.65	2.81
	Ⅳ	−17.15	−20.88	−4.48	0.00	0.00	8.21	3.58
1932	Ⅰ	−17.69	−22.37	−1.91	0.00	0.00	6.58	3.45
	Ⅱ	−13.76	−22.31	15.95	0.00	0.00	−7.40	3.45
	Ⅲ	−24.12	−32.32	7.77	0.00	0.00	0.43	3.36
	Ⅳ	−24.51	−31.96	−0.59	0.00	0.00	8.04	3.36
1933	Ⅳ	−27.41	−38.22	3.58	0.00	0.00	7.23	2.92
1934	Ⅳ	−13.21	−37.55	−54.84	0.00	52.67	26.51	2.46
1935	Ⅳ	7.10	−36.97	−55.74	0.00	52.67	47.14	1.91
1936	Ⅳ	20.19	−37.42	−52.79	0.00	52.67	57.74	1.91

注：对于每个国家和每个变量，表中显示了该变量相对于1928年6月的累计对数变动。变动幅度用每季度的最后一个月的值计算得到。变量定义参见正文。“Disc.”为中央银行贴现率。表中Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ、Ⅳ分别表示第1季度、第2季度、第3季度、第4季度。

表4—5　　**世界货币存量的决定因素**

（1928年第2季度至1936年第4季度）

		M1	M1/BASE	BASE/RES	RES/GOLD	PGOLD	SHARE	TOTGOLD
1928	Ⅱ	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	Ⅲ	1.08	2.84	−4.61	−0.31	0.00	0.78	2.38
	Ⅳ	2.29	5.98	−7.88	−0.19	0.00	1.27	3.11
1929	Ⅰ	5.03	5.75	−3.34	−1.83	0.00	−0.13	4.58
	Ⅱ	2.74	2.81	−1.99	−0.07	0.00	−3.70	5.69
	Ⅲ	4.94	6.87	−4.36	−0.79	0.00	−3.87	7.08
	Ⅳ	4.10	8.64	−8.36	−0.51	0.00	−3.67	8.01
1930	Ⅰ	6.32	8.87	−8.99	−0.94	0.00	−3.29	10.67
	Ⅱ	3.52	5.80	−11.61	−0.45	0.00	−3.43	13.21
	Ⅲ	2.26	6.56	−12.48	−2.26	0.00	−4.57	15.01
	Ⅳ	0.38	3.01	−11.37	−0.55	0.00	−7.48	16.77
1931	Ⅰ	0.69	3.19	−10.93	−2.71	0.00	−8.22	19.36
	Ⅱ	−3.19	−1.38	−8.53	−0.96	0.00	−13.33	21.01
	Ⅲ	−6.19	−6.86	3.26	−3.63	0.00	−16.26	17.30
	Ⅳ	−10.99	−12.43	16.33	−3.44	0.00	−25.51	14.07
1932	Ⅰ	−11.52	−12.98	19.53	−4.41	0.00	−30.24	16.57
	Ⅱ	−9.91	12.47	26.77	−5.16	0.00	−32.51	13.46
	Ⅲ	−14.82	−15.50	21.09	−4.98	0.00	−32.81	17.38
	Ⅳ	−14.82	−13.96	17.87	−5.25	0.00	−33.47	19.99
1933	Ⅳ	−17.13	−18.88	28.35	−7.23	0.00	−39.57	20.21
1934	Ⅳ	−9.19	−20.27	25.39	−6.43	25.72	−64.97	31.38
1935	Ⅳ	1.80	−20.43	25.48	−6.41	25.72	−60.10	37.54
1936	Ⅳ	13.64	−21.03	29.67	−6.04	28.56	−59.40	41.88

注：对于世界总量，表中给出了每个变量相对于1928年6月的累计对数变动。变动幅度用每季度最后一个月的值计算得到。各变量定义参见正文。在计算世界总量时，波兰因其数据有缺失而被忽略。

法国

法国的货币存量数据及其构成总结在表4—4的a部分中。法国数据最显著的特征是，在整个样本期间，黄金大量流入和名义货币存量的小幅增加（或甚至减少）形成对比。例如，到1932年底，法国的黄金存量相对于1928年中期增长了105个对数点，但是M1货币存量只增长了5个对数点。

表4—4的a部分表明，有两个因素有助于解释黄金的大量流入并能解释这些黄金流入未能影响法国国内货币和价格的原因。第一，正如在货币稳定和改革时期[14]实施的法律所要求的，法兰西银行积极地设法把它持有的外汇储备兑换成黄金储备（例如见Eichengreen，1990，Chapter 10）。1928年6月到1932年年底，法国国际储备与黄金持有量之比下降了62个对数点，就是对这种外汇资产与黄金的兑换的反映。实际上，把RES/GOLD与QGOLD两列数据相比较就可以知道，这种黄金对外汇的替代能够解释法兰西银行大约一半的黄金持有量增长幅度。重要的是，正如艾钦格林等人强调过的，因为等量的黄金对外汇的替代不会增加法国总的国际储备，黄金流入的这一组成部分对国内货币供给不会有直接影响。

如表4—4所示，第二个抵消黄金流入法国的影响的主要因素是货币乘数M1/BASE的持续下降。虽然大萧条中出现的法国各大银行相对未受损害，但区域性银行和其他小银行经历了严重困难（Bernanke and James，1991），这或许是法国公众把存款转换为通货（尤其是在1931年）的原因。货币乘数下降，结合法兰西银行把外汇储备兑换成黄金的举动，就可以从根本上解释黄金流入对国内货币供给的影响被完全抵消的原因。

法国当时的货币政策中的相机抉择成分怎么样呢？因为推行通货紧缩政策，法兰西银行受到英国等的严厉指责。然而，表4—4暗示，给定法国坚持金本位制的承诺，并且唯一地依赖于黄金储备，则法兰

⑭ 指1926年—1928年的庞加莱稳定时期，参见第1章注释⑧——译者注。

西银行的行为无可挑剔。首先，法兰西银行几乎完全遵循金本位制的“游戏规则”来实施政策。这可以从货币基础与国际储备之比（BASE/RES 那一列）的相对稳定看出来。例如，1933 年年底，法国的货币基础与国际储备之比实际上与其 1928 年中期的值完全相等。

其次，在金本位制的总体约束下，有证据表明，法兰西银行尽其所能地执行了反周期的货币政策。如果我们使用货币基础/国际储备比率（BASE/RES）作为一个政策指标，则表 4—4 表明，在 1931 年，面对外国的金融危机和本国产出下滑，法国曾经试图大大放松政策——从法国中央银行贴现率由 1929 年年底的 3.5% 下降到 1931 年秋的 2.0% 可以证实这一点。

表 4—6 给出了另外一些关于法国坚持金本位制的“游戏规则”的程度的证据。对于那 4 个经济最重要的国家中的每一个，该表列出了其国内货币基础的月度变动对该月国际储备的流入与流出进行回归的结果。[⑮] 根据“游戏规则”的一般观点，货币基础的变动应该和储备流动的方向相同（即“储备增加”和“储备减少”的系数都应该为正），并且大小近似等于覆盖率的倒数。表 4—6 给出了按照伯南克和吉姆斯（Bernanke and James，1991）提供的日期划分的、分别由坚持金本位制和放弃金本位制的国家组成的两个子样本的回归结果（更多的信息请参见该表下面的注）。当然，在整个样本期内，法国都坚持了金本位制。表 4—6 列出的结果代表了当我们引入储备变动的滞后项作为解释变量，以及当我们在回归中加入误差修正项（error correction terms）时所得到的结果。

表 4—6 表明，法国的货币基础对储备流动的反应具有正确的符号（正的），并且关于储备的流入与流出都是统计显著的。在报出了结果的 4 个国家里，法国是唯一一个证明此结论正确的国家。有证据表明法国的反应有些不对称。例如，储备的流出比流入似乎在更大程度上被法兰西银行冲销了，并且估计得到的反应小于 1，这和如下观点，即

⑮ 对法国与德国，国际储备包括外汇储备与黄金，但是对英国与美国（它们不使用外汇储备），国际储备只包括黄金。我们没有发现表明法、德的货币基础对它们的国际储备的两个组成部分作出不同反应的证据。

法国在采取行动缩小而不是放大储备变动对国内货币供给的影响相一致。[16]

综上所述，和表4—6中的其他国家相比，法国最认真地努力去遵守“游戏规则”（虽然，不可否认，它们甚至未能达到合乎规范的理想目标）。这并非断言法国的货币政策对整个世界的影响并不坏，甚至不是灾难性的尤其是外汇兑换和法国公众从存款转向通货引起的黄金大量流入，给其他金本位国家施加了很大压力，迫使它们收紧自己的货币政策。然而，法国货币政策的危害，更大程度上在于政府选择的货币体制——承诺坚持金本位制并最小限度地使用外汇储备——这比法兰西银行实施该体制造成的危害更大。

表4—6　　货币政策与“游戏规则”

（被解释变量：货币基础的变动）

坚持金本位制的国家	法国（1928年7月—1936年8月）		德国（1928年7月—1931年5月）		英国（1928年7月—1931年7月）		美国（1928年7月—1933年1月）	
常数	-64.32	(215.4)	8.325	(29.57)	0.008	(3.793)	22.94	(33.49)
储备增加	0.717	(0.140)	-0.260	(0.250)	-0.286	(0.906)	-0.067	(0.612)
储备减少	0.330	(0.105)	0.034	(0.122)	0.098	(0.467)	-0.035	(0.288)
脱离金本位制的国家			德国（1931年9月—1936年12月）		英国（1931年11月—1936年12月）		美国（1934年4月—1936年12月）	
常数	—		13.97	(16.03)	1.868	(2.386)	45.09	(73.89)
储备增加	—		-1.152	(0.847)	0.268	(0.229)	0.685	(0.541)
储备减少	—		-0.124	(0.207)	0.624	(0.717)	6.741	(16.19)

注：表中给出了货币基础的变动对同期国际储备（对不持有外汇储备的国家国际储备就用黄金表示）的流入和流出的回归结果。“坚持金本位制的国家”和“脱离金本位制的国家”这两个子样本是基于（伯南克和詹姆斯（Bernanke and James），1991）给出的划分日期，子样本中剔出了划分日期之前和之后的两个月。另外，从美国暂停金本位到其正式贬值这段时间被剔出。括号中的数字为标准差。

[16] 原则上说，“游戏规则”要求中央银行“倾向于”黄金流动，因此储备增加1法郎应该会导致基础货币增加1法郎以上。然而正如艾钦格林（Eichengreen，1990，Chapter 10）中所讨论的，《1928年银行法》（the 1928 Bank Law）禁止法兰西银行实施放大储备流动的影响所必需的公开市场操作。

德国

德国的货币发展总结于表4—4的b部分。它似乎自然地分成四个阶段。在第一阶段从样本期开始到1930年中期，在这段时期德国经历了货币的高速增长，在两年中累计增长了24个对数点。货币存量的增长在很大程度上反映了黄金的流入（可以推测这是1929年德国高贴现率以及从杨计划（Young Plan）[17]的达成和1930年4月的贷款中所产生的信心引起的结果）以及货币乘数的增加。引人注意的是，尽管有德国国家银行很强的限制影响，货币增长仍然发生了。特别注意，在这一时期，货币基础/国际储备比率急剧下降（超过30个对数点），这反映了积极冲销黄金流入的行为。

第二阶段从1930年第2季度到1931年第2季度，正好是海因里希·布吕宁——他于1930年3月到1932年5月任德国总理——掌权的第一年。从1930年第2季度到1931年第2季度德国的M1显著地下降了21.5个对数点。泰明（Temin，1989，p. 31）认为这一收缩是布吕宁持续紧缩政策的结果的特征，但是表4—4的b部分表明情况略为复杂。这一时期，德国M1下降的原因大致有二：第一是当时正在发生的黄金流失，这在1931年6月金融危机爆发时急剧加速了；第二是货币乘数的显著下降，这甚至在金融危机爆发之前就开始了。这两个因素，似乎没有一个可以归因于当时过紧的货币政策本身。的

[17] 也译作“杨格计划”，是第一次世界大战后战胜国为代替道斯计划（Dawes Plan）而实施的德国支付赔款计划。1929年，德国声称其财政濒于崩溃，无力实行道斯计划。同年2月11日至6月7日，英、法、比、意、日、美、德7国代表组成的专家委员会在巴黎召开会议，重新审议德国赔偿问题。美方代表欧文·D. 杨（Owen D. Young，1874—1962年）为主席。会议通过主要由杨起草的报告书，史称杨计划。其主要内容是确定德国赔款总额为1 139.5亿金马克，在58年零7个月内偿清，分两期支付，其间从1930—1965年的36年零7个月中每年平均偿付20.5亿金马克（较道威斯计划每年减少4.5亿），从1966—1988年的22年中每年偿付16.07亿~17.11亿金马克。取消赔偿委员会及有关国家对德国国民经济与财政的一切形式的监督。德国每年应付数额中，1/3无条件必付，其余可缓期2年支付，年息5.5%。1930年，美国摩根保证信托公司、纽约花旗银行、芝加哥花旗银行组成的银行团和英、法、比、意、日、德等国央行共同投资，在瑞士巴塞尔成立国际清算银行，管理有关德国赔偿的金融业务，并就原协约国之间的债务进行结算与清偿。杨计划的执行在很大程度上减少了德国的赔款负担，通过国际清算银行的业务活动，扩大了外国资本，特别是美国资本对德国经济的渗透。该计划实施不久，德国总统兴登堡就于1931年6月声明因经济恶化而无力支付赔款。1932年6月到7月，英、法、意、比、日、葡、南、罗、希、美、德等国举行洛桑会议，决定推翻杨计划，把德国的赔款总额减少到30亿金马克，但德国从未支付，杨计划遂告终结，而德国的赔款从此一笔勾销——译者注。

确，1930 年第 2 季度到 1931 年第 2 季度德国的 BASE/RES 变动表明，货币当局曾经努力试图抵消货币收缩的影响。贴现率的变动说明了类似的情况，因为在 1930 年贴现率下降了 2 个百分点，此后因面临黄金流失和金融危机而再次上升。最后，表 4—6 的回归结果表明，总体上来说，在 1931 年第 2 季度之前，德国国家银行试图把国内货币基础和储备的流入与流出隔绝开来。

第三阶段从 1931 年 6 月的银行业恐慌直到 1932 年年底。至少在我们看来，这一时期德国的货币政策最不恰当。与法国和美国的情形不同，德国的银行业危机对货币乘数的影响是暂时性的。到 1932 年年底，M1/BASE[18] 比率已经回到了恐慌前的水平。虽然在 1932 年第 1 季度黄金流失严重，但在 1932 年的剩余时间里显著减缓了（尽管贴现率在下降）。因此整体来说，当时的人们会预见德国的货币状况在 1932 年稳定下来。令人迷惑的是，虽然德国国家银行没有实际义务允许黄金储备决定货币存量，但从 1931 年年底到 1932 年年底它并没有冲销黄金流出。实际上，正如表 4—4 的 b 部分所示的，在此期间，随着黄金持有量下降了 20 个对数点，德国的货币基础/国际储备比率下降了大约 5 个对数点。结果是从 1931 年第 4 季度 1932 年第 4 季度，M1 下降了近 12 个对数点（尽管货币乘数回升有利于阻碍 M1 的下降），形成了经济上灾难性的后果。[19]

最后一个阶段从 1933 年 1 月希特勒上台直到我们的样本期结束。1933 年 M1 多下降了 4 个对数点，[20] 但紧接着德国采取了通货再膨胀的政策。在 1934 年和 1935 年 M1 温和增长，在 1936 年则大幅增长。这次货币增长的鲜明特征是，虽然当时大量黄金和外汇正在外流，货币乘数显著下降，但货币还是增长了。换句话说，在希特勒统治下，德国的货币政策在追求国内目标时，完全摆脱了国际货币体系的传统

---

⑱ 原文是 M/BASE，疑有误。根据上下文以及表 4—4 的 b 部分第二列 1931 年第 2 季度的数据（14.53）和 1932 年第 4 季度的数据（13.22），这里应该是 M1/BASE——译者注。

⑲ 关于德国国家银行不愿意冲销黄金流出的问题，参见注释 10 中引用的艾钦格林的话。

⑳ 这里指的是 1933 年 M1 的下降幅度（-22.57）比 1932 年第 4 季度的下降幅度（-18.67）多了 4 个对数点。参见表 4—4 的 b 部分第一列——译者注。

约束。从1933年早期开始，德国的产出开始了持续的复苏（请再次参考图4—1）。

英国

从1928年中期到1930年年底，英国（表4—4的c部分）的名义货币增长率实际上为0。正如该表所示，这一货币紧缩很大程度上是黄金流失的结果，而黄金流失可能是（前文讨论过的）最初的英镑高估引起的。在1929年，英国曾经调高贴现率试图稳定形势，同时部分黄金流出被冲销了（例如，BASE/RES被允许增加）。关于此，1929年第3季度的情形尤其引人注目（把贴现率的变动与货币基础/储备比率的变动相比较可知）。

正如表4—4的c部分所表明的那样，虽然在1930年和1931年第1季度，英国的货币增长保持平稳，但其货币政策更关注国内目标，而不是遵循金本位制的"游戏规则"。该表的第4、第7和第8列表明，虽然英国的黄金存量大大低于1928年的水平，英格兰银行（Bank of England）还是降低了贴现率（从1929年第3季度的6.0%降到1931年第2季度的2.5%），并且冲销了黄金流出对货币基础的影响（比较BASE/RES与QGOLD两列可知）。幸运的是，和表4—4中其他3个国家相比，英国的银行问题一直保持最少，并且在整个样本期间货币乘数都保持稳定。还有，因为英国是储备货币发行国，只持有黄金作为储备，所以外汇储备也不是个问题。

英国对1931年9月的危机的反应是贴现率上升，但与此同时几乎完全冲销了黄金流出（注意从1930年年中起，BASE/RES与QGOLD之和近似为0）。可以论证，在这种情况下，我们的冲销指标BASE/RES是比贴现率更好的衡量货币政策真实态势的指标。我们知道，在此危机中，英国被迫于1931年9月中止了金本位。

在样本期的剩下部分[21]，英国的数据描述了一段相对简单的经历。因为没有了外部约束[22]，1932年货币迅速增长，增幅约11个对

---

[21] 指1931年第4季度到1936年第4季度——译者注。
[22] 指没有了金本位制的约束——译者注。

数点[23]，然而1933年和1934年货币增长速度减缓了。这次货币扩张减缓的原因是什么？表4—4的c部分给人的印象是当时英格兰银行在集中力量稳定货币基础而不是稳定M1。再次注意，直到1935年，BASE/RES与QGOLD之和近似为0，这意味着一直到1935年名义货币基础几乎等于其在1928年中期的水平。因为货币基础稳定，M1的变动似乎很大程度上是由货币乘数M1/BASE的变动（它在1932年第4季度到1934年第4季度下降）引起的，一直到1935年。

1936年黄金大量流入英国，这可能是由欧洲大陆上政治局势越来越不稳定引起的。有趣的是，英格兰银行只是部分地冲销了这一流入，结果货币基础增加了大约22个对数点。因此，虽然货币乘数在1936年急剧下降，英国的M1货币存量仍稳健增长。从其只冲销黄金流出而不冲销黄金流入来看，英格兰银行捡起了金本位时期不对称调整的老习惯，尽管1936年的黄金流动与英国的货币政策根本无关。[24]

美国

美国（表4—4的d部分）的货币数据非同一般，并倾向于支持弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）对美联储的政策选择的尖刻批评。尤其是，与其他所有主要国家不同，美国是唯一一个其政策的相机抉择成分（和金本位制所要求的自动反应相反）被认为严重地破坏了其稳定性的国家。

该表的关键一列是货币基础与国际储备的比率（BASE/RES）。从我们样本期的开始（1928年第2季度）直到1931年第2季度，美国的这一比率持续下降。结果，在1928年第4季度到1929年第4季度期间，尽管有黄金流入和货币乘数M1/BASE的上升，但美国的名

㉓ 原文如此。实际上，这里的11个对数点指的是从1931年第4季度到1932年第4季度的增幅，而不只是1932年一年的增幅。从表4—4的c部分第1列知，1931年第4季度到1932年第4季度的增幅是：$-3.35-1.06+1.50+5.57+7.88=10.54$，约等于11个对数点，而1932年全年的增幅则是$-1.06+1.50+5.57+7.88=13.89$个对数点——译者注。

㉔ 相反，表4—6中的回归结果表明，放弃金本位之后英国冲销黄金流入更甚于冲销黄金流出，然而估计的系数在统计上并不显著。

义货币增长正好为零㉕。在这方面，1930年更为糟糕。从1929年第4季度到1930年第4季度，美国的名义货币下降了几乎6个对数点，虽然同期美国的黄金存量增长了8个对数点。M1下降的原因，大概是货币基础/储备比率的持续收缩，它促进了而非抵消了货币乘数的下降。这一收紧似乎明显地和金本位制的“游戏规则”不一致，并使人们把大萧条早期（1931年前）世界货币总量的减缓归咎于联储。表4—6证实了，在美国坚持金本位期间，流入和流出美国的黄金被完全冲销，因此它们对美国的货币基础没有任何影响。

就美国的货币增长而言，1931年与1932年绝对是灾难性的年度：1931年美国M1下降了13个对数点，而1932年则下降超过7个对数点。然而此时此刻——英国已于1931年9月脱离金本位制，而美国决定仍然坚守金本位制——联储深深地陷入了它远远无法控制的压力之中。正如表4—4的d部分所表明的，1930年第4季度到1932年第4季度大约150%的货币收缩来自于货币乘数的急剧下降，而货币乘数的急剧下降则是一系列的银行危机引起的（Friedman and Schwartz，1963）。1931年中期，联储扭转了它冲销黄金的政策，在1931年第2季度到1932年第2季度将货币基础/黄金储备比率提高了几乎35个对数点。然而，由于同一时期黄金流出28个对数点以上，这些措施几乎被完全抵消了。在此，我们不想纠缠于“联储在1931—1932年期间是否原本能做得更好?”这一富有争议的问题，但是给定这些数据以及坚守金本位制的承诺就可以理解美国的货币政策制定者们当时为什么会认为货币基础的扩张（例如，通过公开市场操作）是徒劳无益的。

尽管美国在1933年3月暂停了金本位制，并且在4月进行了官方贬值，但1933年M1的增长总体上仍是负的。本质上，如表4—4的d部分所示，货币乘数持续下降的作用超过了黄金流入和货币基础/储备比率增加的影响。有意思的是，与德国和英国一样，美国没有立即将其新建立的货币独立性转变为积极的通货再膨胀政策。但无论

㉕ 原文如此。由表4—4的d部分第1列知，在1928年第4季度到1929年第4季度，M1增幅接近零但并不严格为零——译者注。

如何，实际经济和股市于1933年开始了强劲的复苏，正如泰明（Temin，1989）所指出的，这对货币主义者（就美国脱离金本位制的影响）所持有的头脑简单的观点提出了挑战。

在1934年、1935年和1936年，美国的货币存量迅速增长。如表4—4的d部分所示，这一时期，美联储的政策似乎是在“冲销”贬值对货币基础的影响（注意在这3年，第4、7列的数据之和几乎恰好为零），同时却允许黄金从欧洲流入以扩张美国的货币基础。这一奇怪的战略表明，在1933年之后，美国的政策制定者们在某些程度上依然被金本位制的框架束缚着，（正如克里斯蒂娜·罗默（Christina Romer，1992）所说）美国的货币复苏很大程度上归功于幸好有黄金流入，而不是深谋远虑的货币政策。

“世界”总量

主要国家中，每个国家的货币发展都有某种程度上的相似性。但是各国的发展是如何导致世界范围的货币减少的呢？为了回答这一问题，考虑“世界”总量（表4—5）是有益的，该表是前文讨论过的4个国家的数据和加拿大、日本以及瑞典的数据的加权平均。

表4—5的第2列显示了加总的名义M1存量的变化。在1928年经2季度到1929年第1季度，M1总量上升，此后一年保持稳定，然后开始持续下降。从每年年末下一年年末到度量，我们发现，1930年M1总量下降约4个对数点，1931年下降约11个对数点，1932年下降约3个对数点，1933年下降略大于2个对数点。1934年世界M1开始加速增长：1934年M1增长约8个对数点，1935年增长约11个对数点（此时终于重新达到1928年的水平），1936年增长约12个对数点。

虽然许多因素在不同程度上引起了世界货币供给的崩溃，但其中显然不包括世界货币性黄金的短缺。如表4—5最右一列所示，从1928年中期到1933年年底，这7个国家持有的货币性黄金的物理数

量增长了20个对数点，到1936年年底则累计增长了42个对数点。当然，在这些增量中，有一部分是因为以商品计量的黄金价格上涨，提高了开采黄金的动力，而且还有黄金从“外围”国家流入，或者从非货币性用途上转变出来。然而，我们的结论是，20世纪20年代早期所作出的黄金将长期短缺的悲观预测似乎非常不准确。外汇储备使用量的下降，在某种程度上阻碍了货币性黄金存量的增长，但是对M1总量来说，这种影响对数量似乎无关紧要（见表4—5的RES/GOLD一列）。首先，外汇储备抽逃引起的细微影响，在很大程度上反映了美国以及我们样本中其他几个国家并没有大量的外汇储备这一事实。

如表4—5所示，引起货币收缩的因素随时间变化而不同。[26] 从样本期开始直到1930年，总的货币存量实际上一直保持稳定，主要的通货紧缩因素似乎是货币政策的相机抉择成分（用货币基础/国际储备比率来度量）。黄金的分布不均用SHARE来度量，它也存在负面影响，但是这一影响比货币性黄金总量的增长所抵消得更大。把表4—5和表4—4相比较可知，美国、德国以及（在较小程度上的）法国对黄金流入的冲销，是样本期开始直到1930年的世界货币增长缓慢的原因。

然而，1931年春季，货币收缩的本质迅速改变了。银行业危机的发生，导致1930年年底到1931年年底货币乘数M1/BASE下跌了15个对数点以上，并且随后进一步下降。数量上更为显著的是“分布不均”效应，这反映在1931年SHARE下降了18个对数点，1932年又下降了8个对数点。如表4—4所示，黄金大量流入法国（以及与之相关的黄金流出德国和英国）是“分布不均”效应的主要根源。相反，美国的黄金存量则保持相对稳定。

虽然这两个因素抑制了M1总量的增长，但货币政策的相机抉择成分（用BASE/RES的加总值来衡量）迅速扩张，尤其是在德国、

[26] 在解释以下部分时，读者应该铭记美国在总量指标（aggregate indexes）中占了很大的权重（约50%）。

日本和瑞典。[27] 然而，如表 4—5 所示，国内货币供给部分地脱离国际储备尚不足以阻止世界 M1 在 1931 年和 1932 年大幅度收缩，因而像美国一样，世界货币收缩的经历可以概括为从样本期开始到 1931 年早期的“自我伤害”，以及随后两年的“不可控制力”。

1933—1936 年间的世界总量掩盖了不同国家——尤其是坚持金本位制和脱离金本位制的国家——的经历。笼统地说，在这一时期，贬值（即黄金的货币价格上涨）和扩张性的货币政策（反映在货币基础/国际储备比率的变化中）战胜了黄金持续“分布不均”和货币乘数的进一步下降的抑制作用。

4.5 结论

本章提出并运用了一种简单的方法，把 20 世纪 30 年代的世界通货紧缩分解成主要的影响根源——包括实际货币余额持有量的变动、货币乘数的变动（通常与银行部门的情况有关）、货币基础/国际储备比率的变动（它是相机抉择的货币政策以及对储备流入的冲销程度的指标）、对外汇储备的使用的变动、黄金在各国之间分布的变动、世界货币性黄金存量的变动以及平价的变动。结果巩固了文献中的一些较早的发现，并提出了一些新的问题以供将来研究。我们最重要的发现也许是确认了货币力量在世界大萧条的早期与后期都起了重要作用这一观点。然而，作为分水岭的 1931 年前后货币收缩的根源非常不同。在 1931 年之前，盈余国家对黄金流入的冲销（主要是美国，在一定程度上还有法国）是主要的通货紧缩因素，而在 1931 年金融危机之后，随着局势失控，货币乘数的急剧下降（这反映了商业银行部门的问题）以及黄金日益“分布不均”起了最大的作用。在 1931 年后，货币政策的相机抉择成分（反映为货币基础/国际储备比率）总体上是扩张性的。然而，除了那些放弃金本位制并采取积

[27] 当然，货币基础/储备比率的增长可以积极地发生，如当中央银行进行公开市场购买时；也可以被动地发生，如当黄金流出被冲销时。然而，两种情形都反映了一种把国内货币条件与国际储备数量之间的联系切断的政策。

极的通货再膨胀政策的国家外，政策态势的这一变动尚不足以弥补以前的政策失误所释放的强有力的通货紧缩压力。

数据附录

批发价格

数据来源：国际联盟，《统计月报》。基年是1929年。使用旧的或新的序列的重叠部分的数据，所有的序列都根据需要对基年的变动和商品篮子组成的变动进行了调整。波兰的WPI的数据开始于1931年1月。

消费者价格

数据来源：美国的数据来源于《NBER宏观历史数据集》(NBER Macro History Database)，序列号04128：消费者价格指数，所有项目（BLS）。其他国家的数据来源于国际联盟的《统计月报》，基年是1929年。所有序列都根据需要对基年的变动进行了调整。法国和瑞典1928年6月到1931年9月之间的季度数据是使用几何插值法获得的。法国的CPI是巴黎的数据；波兰的CPI是华沙的数据；波兰的CPI数据开始于1931年1月；日本的CPI数据开始于1932年1月。

流通中的银行券（notes in circulation）

数据来源：美国的数据来自弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963，TableA-1，col. 1，Currency held by public）。加拿大的数据见梅特卡夫、瑞迪施和希利埃（Metcalf，Redish and Shearer，1998）以及其中参考的网页。其他国家的数据来自国际联盟的《统计月报》。

银行准备金

数据来源：美国的数据来自弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963，TableA-2，col. 3，bank reserves）。加拿大的数据见梅特卡夫、瑞迪施和希利埃（Metcalf，Redish and Shearer，1998）。其他国家的数据来自《联邦储备公告》（Federal Reserve Bulletin），《外国中央银行的状况》（Condition of Foreign Central Banks），各期。

存款

数据来源：美国数据来自弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963，TableA-1，col. 2，adjusted demand deposits in commercial banks）。加拿大数据见梅特卡夫、瑞迪施与希利埃（Metcalf，Redish and Shearer，1998）。法国数据见帕塔与卢特法拉（Patat and Lutfalla，[1986] 1990，total deposits in commercial bank）。德国与日本的数据，1931 年之前的来自《美联储公报》，之后的来自国际联盟的《统计月报》。使用重叠数据的比率把这两个来源的数据接合在一起。这种接合方法还被用来把日本的一个修正过的存款序列（开始于 1934 年 2 月）与较早的、没有修正过的序列接合在一起。德国一些缺失的月度数据（大多是 12 月与 1 月的数据）通过几何插值法进行填充。对于波兰，只能得到其 1931 年之后的数据，这些数据来自国际联盟的《统计月报》。瑞典的数据，从样本期开始直到 1931 年的序列都是总存款，包括存款银行的储蓄存款和通知存款（*Federal Reserve Bulletin*），所使用的 1931 年之后的序列则是存款和支票账户（League of Nations，*Monthly Bulletin of Statistics*）。使用重叠数据的比率把瑞典的这两个存款序列接合起来。

黄金存量

数据来源：黄金存量的价值（以美元计）来源于美联储理事会（Board of Governors，1943，pp. 544 –55）。用黄金存量除以官方的美国黄金价格（从样本期开始直到 1934 年 1 月每盎司 20. 67 美元，此

后每盎司35.00美元）得到黄金存量的物理数量。

外汇储备

日本、英国和美国不允许用外汇储备来支持其货币（见国际联盟的《黄金法》(Legislation on Gold)），艾钦格林曾引用（Enchengreen, 1990, p.248)），因此我们并不把这些国家持有的国外资产作为国际储备。加拿大直到1935年才有中央银行，在此之前，加拿大持有的国外资产的数据参考了商业银行的净国外资产头寸（net foreign position）。此序列波动剧烈且有时为负，似乎并不适宜将这些资产作为国际储备。对于其他4个国家，国外资产（来自国际联盟的《统计月报》）被定义如下：对于德国，只指抵补资产（cover assets）；对于法国，指可立即获得的资金加上国外票据（foreign bills）以及其他短期国外资产；对于波兰和瑞典，指国外资产。

平价

数据来源：美联储理事会（Board of Governors），1943，pp. 528－35。

中央银行贴现率

数据来源：国际联盟的《统计月报》，月末图示。加拿大1935年3月之前的数据不可得。美国的贴现率数据是12个联储银行在票据贴现上所收取的贴现率的平均值。

工业产值

数据来源：国际联盟的《统计月报》。英国的季度数据利用的是煤、生铁以及钢产值的月度数据，并采用邹和林（Chow and Lin, 1971）的方法进行插值到月而得到的。所有序列都根据基年的变动进行了调整。日本的IP数据从1930年1月开始；波兰的IP数据从1931年1月开始。

国家权重

构造世界加总量所使用的权重（ω_i）是基于1928年实际GDP的相对值，从麦迪森（Maddison，1982，TableA-2，TableA-3，TableA-7）导出的。权重如下：加拿大0.030；法国0.098；德国0.158；日本0.077；瑞典0.015；英国0.134；美国0.488。在日本被忽视的图示中，权重如下：加拿大0.032；法国0.11；德国0.17；瑞典0.016；英国0.145；美国0.528。

季节调整

M1和货币基础序列进行了季节调整，方法是在样本期内——1928年6月到1936年12月（波兰是1931年1月到1935年12月）——对月度虚拟变量作回归。

参考文献

Bernanke, Ben, and Harold James. 1991. "The Gold Standard, Deflation, and Financial Crisis in the Great Depression: An International Comparison." in R. G. Hubbard, ed., *Financial Markets and Financial Crises*. Chicago: University of Chicago Press.

Board of Governors of the Federal Reserve System, 1943. *Banking and Monetary Statistics*, Washington, D. C.: National Capital Press.

Choudhri, Ehsan, and Levis Kochin. 1980. "The Exchange Rate and the International Transmission of Business Cycles: Some Evidence from the Great Depression." *Journal of Money, Credit, and Banking* 12: 565 – 74.

Chow, Gregory, and An-loh Lin. 1971. "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series." *Review of Economics and Statistics* 53: 372 – 75.

Eichengreen, Barry. 1990. *Elusive Stability: Essays in the History of International Finance, 1919-1939*. Cambridge: Cambridge University

Press.

——. 1992. *Golden Fetters: The Gold Standard and the Great Depression*, 1919—1939. New York: Oxford University Press.

Eichengreen, Barry, and Jeffery Sachs. 1985. "Exchange Rates and Economic Recovery in the 1930." *Journal of Economic History* 45:925 – 46.

——. 1986. "Competitive Devaluation in the Great Depression: A Theoretical Reassessment." *Economics Letters* 22:67 – 71.

Field, Alexander J. 1984. "Asset Exchanges and the Transactions Demand for Money, 1919 – 29." *American Economic Review* 74:43 – 59.

Friedman, M., and A. J. Schwartz. 1963. *A. Monetary History of the United States*, 1863—1960. Princeton, N. J.: Princeton University Press.

Hamilton, James D. 1987. "Monetary Factors in the Great Depression." *Journal of Monetary Economics* 19:145 – 69.

Hawtrey, R. G. 1939. *The Gold Standard in Theory and Practice*. 4th ed. London: Longmans, Green.

Jonung, Lars. 1979. "Knut Wicksell's Norm of Price Stabilization and Swedish Monetary Policy in the 1930's," *Journal of Monetary Economics* 5:459 – 96.

Kindleberger, Charles P. 1973. *The World in Depression*, 1929—1939. Berkeley: University of California Press.

Maddison, Angus. 1982. *Phases of Capitalist Development*. New York: Oxford University Press.

Metcalf, C., A. Redish, and R. Shearer. 1998. "New Estimates of the Canadian Money stock, 1871—1967." *Canadian Journal of Economics* 31:104 – 24.

Patat, J. P., and M. Lutfalla. [1986]1990. *A Maonetary History of France in the Twentieth Century*. Translated by P. Martindale and D. Cobham. London: Macmillan. Romer, Christina. 1992. "What Ended the Great Depression?" *Journal of Economic History* 52:757 – 84.

Sumner, Scott. 1991. "The Equilibrium Approach to Discretionary Monetary Policy under an International Gold Standard: 1926—1932." *The Manchester School of Economic and Social Studies* 59:378 – 94.

Temin, Peter. 1976. *Did Monetary Forces Cause the Great Depression?* New York: Norton.

——. 1989. *Lessons from the Great Depression.* Cambridge: MIT Press.

第三部分

劳动市场

第5章

行业劳动市场的周期性行为：战前和战后的比较*

与吉姆斯·L. 鲍威尔（James L. Powell）合著

5.1 引言

本文比较了一些行业劳动市场在第二次世界大战前（1923—1939）（以下简称“战前”）和第二次世界大战后（1954—1982）（以下简称“战后”）的周期变化。本文所用的方法至少在两个方面遵循了伯恩斯和米切尔（Burns and Mitchell，1946）的传统的经济周

---

* 引自罗伯·J. 戈登（Robert J. Gordon）编著的《美国经济周期》（*The American Business Cycle*）（Chicago：University of Chicago Press，1986）。版权归美国国家经济研究局（National Bureau of Economic Research）所有。保留所有权利。

我们感谢弗兰克·布雷奇林（Frank Brechling）、肯·罗戈夫（Ken Rogoff）、拉里·萨默斯（Larry Summers）以及参与讨论本文的学者们的有益评论。

期分析方法。第一，使用的是相对细分的数据①——两位或三位编码(two-or three-digit)② 的行业层面上的月度数据。第二，我们并没有为周期内的劳动市场构建或检验一个具体的结构性模型，而是关注数据的定性特征的衡量。与伯恩斯和米切尔一样，我们将数据的描述性分析作为构建经济周期理论的有益前奏。因此，虽然我们的研究不能给出直接的结构性推断，但它应该有助于限定下文所考虑的结构性模型或假说的类别。

我们研究的主要问题也是两个。第一，劳动投入随经济周期变动的方式是什么？我们考虑如下变量：（用总劳动生产率来衡量的）劳动使用的集约度（intensity of utilization）③、每周工作小时数以及就业人数。我们将研究这些变量随经济周期的变化时间与相对幅度。第二，在经济周期中，产出和劳动投入这两个变量与劳动报酬④之间有什么关系？我们将分析产品工资（product wages）、每周实际收入

---

① 所谓细分数据（disaggregated data）是相对于总体数据（aggregate data）——也称为组合数据、综合数据、综合资料等——而言的。简而言之，细分是指在不同层面上把总体数据按照某些因素（标准）进行分类，从而揭示不同因素对数据的影响，以及总体数据所反映不出的信息。例如某年全国所有高中毕业生的英语成绩可以看作总体数据，在全国层面上，可以把这些成绩按照考生所处省份分类，或者按照其居住省份是东部、中部、西部省份来分类；在省级层面上，可以按照考生居住地在大城市、城镇、乡村来分类；在县级、校级层面上也类似。除此之外，在各个层面上，都可以按考生家庭年收入、性别、年龄、是否单亲家庭、高三是否曾经复习过、就读学校是否是重点中学、任课教师的年龄、任课教师的性别与职称等等来分类，从而揭示这些因素对成绩的影响。另外，细分数据还可以包括考生最近几年的成绩趋势、特长、学籍变动、相关课程（如语言类或逻辑类）成绩、学校的发展、学校的升学率等等，从而反映上述总体数据反映不出的信息。就我们所知的文献来看，“disaggregated data”这个术语目前尚无固定译法，曾有人译为“分拆数据”、“非总量数据”，但似乎都不能尽示其意，我们暂译为“细分数据”，权作引玉之用——译者注。

② 所谓 two-digit 产业和 three-digit 产业，指在产业分类体系中编码是两位数和三位数的产业。就美国而言，1941 年美国预算局（Bureau of the Budget，BOB）首次出版了制造业的标准产业分类（Standard Industry Classification，SIC）手册。几年后它又出版了非制造产业类似的分类手册。1954 年后这两个分类系统合并为一本手册出版，一直到 1987 年进行了修订和再版。SIC 使用 4 位编码体系：第 1 位编码是英文字母，从 A 到 J 依次表示 10 个产业门类（或称部门）；后面 2、3、4 位都是数字，分别代表主要分组（也称大类）、产业分组（中类）、特殊产业（小类），这样把 10 个产业依次细分。1997 年，北美自由贸易区的美、加、墨三国统一制定了《北美产业分类体系》（North American Industry Classification System，NAICS）作为三国共同的产业分类标准，取代了 SIC。很多国家在制定产业分类体系时都参考了 SIC 和 NAICS。值得注意的是，本文完成于 1987 年之前，因此本文依据的应该是 1987 年修订之前的 SIC 体系。此外，根据 two-digit 和 three-digit 在这些分类体系中的含义，也可将其分别译为“二级”和“三级”行业——译者注。

③ 根据语言环境的需要，有时候也把“intensity of labor utilization”翻译成“劳动强度”、“劳动使用的密集程度”等——译者注。

④ 劳动报酬（labor compensation），是指劳动者与就业相关的报酬，由工资报酬（earning）和员工福利（employee benefit）两部分组成。另外，为了把“compensation”和“return”区别开，在本文里，一般把“compensation”翻译成“报酬”，把“return”翻译成“回报”——译者注。

(real weekly earnings) 以及实际工资 (real wages) 的周期变化。

可以预见，我们得到的很多结果并不新奇，它们更像是对劳动市场周期性行为的现存观点的支持和提炼。然而我们确实发现，在二战前后两个阶段，经济低迷时期厂商裁员 (layoff) 和缩短工作小时数的行为、实际工资的周期性变动都存在显著差异。另外一个发现是，劳动生产率在非常严重的经济衰退中可能会异常变动。最后，我们使用几种不同的方法，从一个未被使用过的数据集（其样本期相当长）中发现了很多熟悉的规律。

本文结构如下：第5.2节回顾了前人对劳动市场变量的周期性行为的实证研究工作。第5.3、5.4节介绍并描述了我们所使用的数据集。第5.5、5.6节分别使用频域 (frequency domain) 和时域 (time domain) 方法分析了关键变量随经济周期的变化行为。第5.7节集中研究了在四次极为严重的经济衰退中，劳动市场出现的现象。第5.8节概括前几节的结果并得出结论。

5.2 前人的工作：一些规律和谜团

迄今已有大量与劳动市场的周期行为直接或间接相关的实证研究。本节试图对文献里的主要实证结果加以综述，但并没有穷尽所有文献。我们也会简要讨论各位学者是如何解释这些实证结果的。然而本文的重点在于描述，而非结构性分析，因此下文列出的结果无助于解决现存的关于如何解释这些结果的争论。

本节的讨论围绕第5.1节中所提出的两个问题展开，即劳动投入随经济周期变动的方式，以及劳动投入和劳动报酬之间的周期性联系。由于我们主要讨论这两个问题，而非诸如失业时间段的频率和持续时间、劳动参与率的周期性变化等现象，因此可以说，我们在强调劳动市场的“需求方面”的同时，放弃了对“供给方面”的讨论。虽然这种不平衡确实令人遗憾，但这是由二战前数据的可得性决定的。[⑤]

⑤ 这并不是说二战前就不存在关于劳动供给的周期性特点的实证研究，一个引人入胜的例子见沃伊廷斯基 (Woytinsky, 1942) 的著作。

5.2.1 劳动力使用的周期性模式

关于劳动投入随周期变化的最早的实证研究是美国国家经济研究局（NBER）在研究经济周期的过程中进行的。在韦斯利·米切尔（Wesley Mitchell）以及随后米切尔和亚瑟·伯恩斯（Mitchell and Arthur Burns）呕心沥血地分析过的成百上千的数据序列（的周期模式）中，就有不少是劳动市场变量。例如，米切尔（1951）发现了就业和每周工作小时数同产出之间的高度一致（然而，米切尔更感兴趣的或许是劳动成本的度量，见下文）。

NBER 的一个早期发现是，每周工作小时数（weekly hours），即平均每周工作时间（workweek）的长度，具有很强的、领先于产出和就业而随经济周期变化的趋势（Moore，1955；Bry，1959）。结果每周工作小时数就成为 NBER 的一个著名的先行指标（leading indicator）指数（参见扎诺维茨和波士辰（Zarnowitz and Boschan，1975）关于该指数的最新讨论及更新）。其他被 NBER 确认为领先于经济周期的劳动市场变量包括就业率（accession rate）、裁员率以及对失业保险的初次索赔额（Shiskin，1961）。人们发现就业和失业都是与经济周期同步变化的。

NBER 在该领域的研究项目中的最重要贡献，莫过于哈特格林（Hultgren，1960）的那篇经典论文。为了研究米切尔关于劳动成本（labor cost）的一个假说，哈特格林收集了 1932—1958 年间23 个行业的产出、总工作小时数和工资额的月度数据。结合其他一些数据，哈特格林发现，每工人每小时的产出是顺周期的（或者等价地说，就业和工作小时数随周期波动的幅度相对小于产出的波动幅度）。

劳动生产率的顺周期性，或称“劳动的短期回报递增（short-run increasing returns to labor，SRIRL）”的发现，孕育了一大批文献。早期的重要文献有：库（Kuh，1960；1965）、奥肯（Okun，1962）、埃克斯坦和威尔逊（Eckstein and Wilson，1964），以及布雷奇林（Brechling，1965）（奥肯的著名“定律”就是应用于总体经济的

SRIRL的）等人的著作。这些研究和其他大量研究——主要包括鲍尔和圣西尔（Ball and St. Cyr, 1966），马斯特斯（Masters, 1967），布雷奇林和奥布赖恩（Brechling and O'Brien, 1967）以及爱尔兰和史密斯（Ireland and Smyth, 1967）的研究——发现，在任何一个工业国，无论其总产出水平是高是低，无论是对于生产工人还是非生产工人，SRIRL现象普遍都存在。

正是新古典生产要素边际回报递减的假设，使得SRIRL一开始（从某种程度上来说现在仍是）就被认为是一个难解之谜。一种颇受青睐的解释认为，由于存在特定的人力资本，在经济低迷时期，工厂“窖藏”了劳动力（Oi, 1962; Solow, 1968; Fair, 1969），而当需求复苏之时，被窖藏的劳动力得到了更充分的利用，从而产生了劳动回报递增的假象。为了便于进行实证分析，经常把劳动力窖藏模型近似为如下模型：劳动存量调整的边际成本是递增的，这使得工厂只能向着意愿的就业水平逐渐调整（Brechling, 1965; Coen and Hickman, 1970）。然而从概念上讲，这两个模型并不完全一样。另一种对SRIRL的流行解释是，$\dot{E}$是对未被经济计量学家观测到的、与劳动投入变动相关联的资本利用率的变动的反映（Ireland and Smyth, 1967; Lucas, 1970; Solow, 1973; Nadiri and Rosen, 1973; Tatom, 1980）。

当前最普遍的观点也许是SRIRL是工厂通过解决一个复杂的动态最优化问题得到的结果，在这个最优化问题中，劳动只是各种投入品中的一种，并且每种投入品都有不同程度的半固定性（quasi-fixity）。例如，纳德里和罗森（Nadiri and Rosen, 1973）强调说，就业量的变化速率不仅取决于劳动存量的调整成本，而且还取决于所有其他投入（包括各种投入的存货和利用率）的调整成本。莫里森和伯恩特（Morrison and Berndt, 1981）证明，即使劳动本身是一种完全可变要素，上述这些相互作用也可以导致SRIRL现象。

总之，由哈特格林的原创性论文所引发的这些研究，有两个有价值的贡献：第一，从布雷奇林（Brechling, 1965）到纳德里和罗森（Nadiri and Rosen, 1973），再到西姆斯（Sims, 1974），这些作者创

造了大量关于“短期内就业对产出变动的缓慢调整”以及“经济周期中的就业与工作小时数、存货以及其他生产要素之间的关系”的实证材料。第二，这些文献里所使用的有关工厂如何使用各种投入要素的一般动态最优化模型被证明是一个非常有用而且灵活的研究工具。例如可以把它和理性预期相结合（见 Sargent，1978 或 Pindyck and Rotemberg，1982）。

我们可以将关于劳动投入的周期性行为的已被接受的发现总结如下：就业和每周工作小时数是顺周期的。生产率也是顺周期的，更确切地说，就业和人—时数（worker-hours）随周期的变动不像产出随周期的变动那么剧烈。最后，每周工作小时数领先于产出，而就业则与产出同步变化，或者可能领先于产出。

5.2.2 经济周期中劳动报酬的变化模式

尽管劳动投入随经济周期的定性变化似乎已被确定，但对于该如何刻画经济周期中劳动报酬（尤其是实际工资）的变动特征，依然众说纷纭。关于实际工资的争论开始于凯恩斯（Keynes，1936）的推测：由于边际回报递减，劳动的边际生产率应该是反周期的，因而实际工资也应该是反周期的。[⑥] 而邓洛普（Dunlop，1938）和塔希斯（Tarshis，1939）的实证研究却表明这个推断是错误的，但是他们的研究本身却也遭到了质疑（参见 Bodkin，1969）。这次争论促使凯恩斯（1939）宣称，反周期的实际工资并非他的理论的本质含义。

战后的研究对解决实际工资的周期行为这一问题毫无帮助。战后的文献中既有支持顺周期性的论文（Bodkin，1969；Stockman，1983），也有支持反周期性的（Neftci，1978；Sargent，1978；Otani，1978；Chirinko，1980），还有支持非周期性的（Geary and Kennan，1982）。阿尔顿基和阿申费尔特（Altonji and Ashenfelter，1980）认为，描述实际工资的最好统计模型是随机游走。对这些文

⑥ 鲍德金（1969）注意到，法国经济学家吕埃夫（Rueff）早在 1925 年就作出了同样的预测。

献进行详细比较用处不大，故而我们只是列出这些文献中一些主要的方法问题。

第一，研究者通常发现，名义工资是除以产出价格指数（例如批发价格指数），还是生产者价格指数，抑或是生活费用指数（例如消费者价格指数）对结果影响很大（见 Ruggles，1940；Bodkin，1969；Geary and Kennan，1982）。这并非不合情理，因为工资除以产出价格——以下称为“产品价格”（product wage）——在概念上对应于劳动的“需求价格”，而工资除以生活费用——以下称为“实际工资”（real wage）——对应于“供给价格”。不难想象这两个变量在什么条件下可能呈现不同的短期变化。然而遗憾的是，在不同的研究中，这种变化的差异似乎没有系统性的变化。

第二，实际工资和产出（或就业）的同期相关是否是实际工资的周期变动模式的一个重要衡量指标？对于这一问题还存在争议。纳复祺（Neftci，1978）和萨金特（Sargent，1978）认为，由于工资/就业关系的复杂动态变化，有必要利用许多超前项和滞后项来研究这一相关关系（另见 Clark and Freeman，1980）。

第三，人们发现，关于工资的短期行为的实证结果可能对加总偏误（aggregation biases）尤为敏感，无论是对个体加总（Stockman，1983）还是对行业加总（Chirinko，1980）都是如此。

实际工资和经济周期之间明显存在着微弱的关系，这对一些关于周期性波动的著名理论（或者至少对那些理论的简单版本，例如见 Altonji and Ashenfelter，1980，Ashenfelter and Card，1982）提出了一个挑战。然而，在试图把工资和周期之间的弱相关同短期就业波动理论相调和的过程中，产生了大量引人注目的研究，包括经济周期的非均衡模型（Solow and Stiglitz，1968；Barro and Grossman，1971）、把工资支付同短期劳动配置相分离的契约分析（见 Hall（1980）的讨论）和卢卡斯（Lucas，1970）的生产能力和工作超时理论（theory of capacity and overtime）等等。

实际工资和产品工资并非是衡量劳动报酬的仅有指标，尽管大部分研究与它们有关。米切尔在很早以前就提出了一个理论：单位劳动

成本可能在经济周期中发挥重要的作用；哈特格林（Hultgren，1960，1965）研究发现劳动成本滞后于经济周期，这同米切尔的预测相当一致。此外，NBER 的分析者还研究了其他各种衡量劳动报酬的指标，例如希斯金（Shiskin，1961）指出，名义劳动收入和周期同步变化。

另一个受到关注的变量是名义工资。在 NBER 的一篇研究论文（Occasional Paper）中，克里默（Creamer，1950）研究了 1919—1931 年间一些行业的月度工资率（该研究中的总工资率序列延续至 1935 年）。他最重要的结论是，名义工资率滞后于商业活动约 9 个月或更长时间。后来的学者认为这一发现是对工资"黏性"的支持（克里默还证明，工资率指数的周期行为和每小时平均收入的周期性行为是相似的。当缺乏有关工资率的直接信息时，这一结果非常有用）。"黏性"对于后来研究名义工资的学者也是一个主要的问题。例如萨克斯（Sachs，1980）指出二战之后工资变得相对更具刚性；戈登（Gordon，1982）发现战后美国的工资比英国和日本的更具黏性，而这一结果同之前萨克斯（Sachs，1979）等人所描述的特征刚好相反。

总之，如何刻画劳动报酬的周期性行为这一问题仍然悬而未决。考虑到工资在宏观经济理论中的核心地位，这确实令人遗憾。

5.3 数据

本文将重新评价上节所描述的实证结果，其中特别关注战前与战后可能存在的差异。本节介绍我们所使用的数据集，并与其他人所用的数据作一个简单的比较。

我们使用月度数据，大致是"行业"层次上的数据。样本期为 1923—1939 年及 1954—1982 年。我们认为，如果要区分短期关系，那么使用高频数据（high-frequency data）[7] 就是非常必要的，而使用

⑦ 所谓高频数据，一般指观测频率在每日一次以上的数据，即小时数据、分钟数据等。有的文献把日数据也看作高频数据，而本文此处所说的高频数据指作者使用的月度数据——译者注。

行业数据，不仅可以减少加总偏误，还可以避免对总产值指数（aggregate production indexes）的依赖（对我们的目的而言，总产值指数的构建质量不高（见下文））。与我们的数据相反，从哈特格林以来，很少有研究使用行业月度数据（费尔（Fair，1969）是一个重要的例外）。还有，最近的研究很少使用战前数据，即便使用了，一般也都是年度的、高度加总的（highly aggregated）数据。

可供我们选用的变量有很多。从数据的可得性和经济的相关性考虑，我们决定使用下列变量（包括缩写）：

IP——行业产出或产值；

EMP——就业量（生产工人人数）；

HRS——每周工作小时数（每个生产工人）；

PROD——总劳动生产率 = IP/（EMP × HRS）；

WR——每小时平均收入（名义值）除以生活费用指数，亦即“实际工资”；

WP——每小时平均收入除以该行业的批发产出价格（wholesale output price），亦即“产品工资”；

EARN——每个生产工人每周的实际收入 = HRS × WR。

在以下分析中，我们将不使用这些变量的水平值（levels），而是使用其对数差分（粗略地说，即月增长率）。因此从现在起，上面定义的那些缩写就代表相应变量的对数差分形式。

我们收集了二战前的8个制造行业、战后的8个制造行业和3个非制造行业的上述变量的数据。这些行业列于表5—1之中。请注意其中战前的8个制造行业与战后的8个制造行业近似地构成一个“匹配集”（matched set）[⑧]，这是为了便于战前和战后对比。对于战后3个非制造行业而言，虽然没有战前数据可供比较，但是因为它们代表了经济的主要部门（矿业、公共事业和建筑业），并且因为（相对于制造业而言）非制造业经常被经济周期的研究者所轻视，所以我们把它们也包括了进来。

---

⑧ 战前8个制造行业与战后8个制造行业一一配对——译者注。

表 5—1　　数据集所包含的行业⑨

战前的行业名称	战后的行业名称（SIC 编码⑩）
制造业（战前和战后的数据）	
1. 钢铁（STEEL）	鼓风炉和炼钢厂（331）
2. 汽车（AUTOS）	机动车及其装备（371）
3. 肉类加工（MEAT）	肉类加工厂（201）
4. 纸和纸浆（PAPER）	纸张及其相关产品（26）
5. 制鞋（SHOES）	鞋类，不含橡胶（314）
6. 毛纺织品（WOOL）	纺织机与精轧机、毛织品（23）
7. 皮革上色与涂饰（LEATH）	皮革上色与涂饰（311）
8. 木材和磨坊产品，不含家具（LUMBER）	木材和木制品（24）
9. 所有制造行业（ALL MFG）	所有制造行业
非制造业（仅有战后的数据）	
10. NA（COAL）	生煤和褐煤矿业（12）
11. NA（ELECT）	电力服务业（491）
12. NA（CONST）	建筑业（没有编码）

我们所选择的这些制造行业显得杂乱无章，故特加以说明。对于战前时期，以上 8 个行业是所有行业中数据最完整、最一致的。特别的，因为我们想得到工作小时数的数据序列，所以我们对行业的选择不得不限于全美工业会议（National Industrial Conference Board）从 20 世纪 20 年代上半期开始的定期调查的范围。虽然国家劳动统计局（Bureau of Labor Statistics）对更多的行业进行了调查，但却不包含 1932 年以前的工作小时数据。同样，我们只选择这样的行业：其产出指数是通过对物质产出（physical output）进行直接度量（例如汽车的数目）得出的，而不是通过把投入品，例如人—时（man-

⑨ 括号内的英文为相应行业的缩写——译者注。
⑩ 参见注释②——译者注。

hours)，按比例扩大（scaled-up）得出的。当然，战后可选择的行业较多些，但是数据收集和录入负担很大，因此我们只选用了与战前行业相匹配的制造行业。这里所研究的行业的就业量或附加值（value added）在战前大约占了整个制造业的1/5，在战后也占了约1/6。

使用全美工业会议的数据而不是劳动统计局（BLS）的数据，还有一个优点：除了部分数据和零散数据此前曾在NBER的研究中使用过之外，该数据集还没被分析过。尤其是，它和哈特格林（Hultgren，1960）所使用的数据集差异相当大。

仅仅研究那些20世纪20年代以来具有某种程度的连续性的制造行业，可能会产生一个潜在的问题，即这会使样本偏向较老的且大多处于衰落期的行业，而忽视了新生的、正在蓬勃发展的领域。然而，对研究劳动市场变量的周期性（而非趋势）行为来说，这种偏离可能并不重要。特别的，我们把正在没落的制造行业，与正在蓬勃发展的制造行业和非制造行业进行了非正式的比较，结果并没发现它们的周期行为有什么明显不同。

为了和行业层面上的发现相比较，我们也分析了战前和战后制造业总体（aggregate manufacturing）的月度数据。尽管这些数据的覆盖面比行业数据更广，但我们对使用总量数据的结果并不抱太大信心，原因有三：（1）众所周知，跨行业的加总引入了周期性偏差（cyclical biases）；（2）以投入为基础衡量产出，严重扭曲了总生产指数；（3）战前的产出、价格和劳动投入序列不是完全一致的（对此的解释、对所有数据及其来源更为详细的讨论，见本章的数据附录）。

5.4 一些基本的统计结果

以下分析大部分是为了消除“对数—差分”数据序列的季节性和均值。[11] 本节首先考察一下原始的对数—差分数据的性质。

表5—2和表5—3给出了战前和战后每个行业各变量的均值。这

[11] 即经过了去季节性（deseasonalization）和中心化（去均值）处理——译者注。

些均值都乘以了 100，因此可被近似地解释为月增长率百分数。

表 5—2　**产出、就业量、每周工作小时数和生产率的月增长率（%）**

行业	期间	IP	EMP	HRS	PROD
STEEL	1923—1939	0.18	0.07	-0.25	0.35
	1954—1982	-0.12	-0.26	-0.01	0.14
AUTOS	1923—1939	0.34	0.07	-0.14	0.42
	1954—1982	0.16	-0.09	0.00	0.25
MEAT	1923—1939	0.04	0.05	-0.08	0.07
	1954—1982	0.18	0.02	-0.01	0.17
PAPER	1923—1939	0.33	0.06	-0.12	0.39
	1954—1982	0.33	0.03	0.00	0.29
SHOES	1923—1939	0.01	-0.07	-0.14	0.22
	1954—1982	-0.13	-0.22	-0.01	0.10
WOOL	1923—1939	0.04	-0.08	-0.12	0.24
	1958—1982	-0.14	-0.43	0.01	0.28
LEATH	1923—1939	-0.09	-0.14	-0.10	0.15
	1954—1982	-0.17	-0.29	0.00	0.12
LUMBER	1923—1939	-0.07	-0.14	-0.10	0.17
	1954—1982	0.18	-0.06	0.01	0.23
ALL MFG	1923—1939	0.22	-0.01	-0.12	0.34
	1954—1982	0.27	-0.02	0.00	0.29
COAL	1954—1982	0.18	-0.13	0.06	0.26
ELECT	1954—1982	0.48	0.11	0.00	0.36
CONST	1954—1982	0.13	0.11	0.02	0.00

表5—3　实际工资、产品工资和每周实际收入的月增长率（%）

行业	期间	WR	WP	EARN
STEEL	1923—1939	0.31	0.29	0.06
	1954—1982	0.16	0.10	0.15
AUTOS	1923—1939	0.31	0.30	0.17
	1954—1982	0.11	0.16	0.11
MEAT	1923—1939	0.29	0.29	0.21
	1954—1982	0.06	0.15	0.04
PAPER	1923—1939	0.24	0.24	0.12
	1954—1982	0.13	0.15	0.13
SHOES	1923—1939	0.11	-0.01	-0.03
	1954—1982	0.03	0.05	0.02
WOOL	1923—1939	0.21	0.20	0.08
	1958—1982	0.05	0.31[a]	0.06
LEATH	1923—1939	0.27	0.25	0.17
	1954—1982	0.05	0.03	0.05
LUMBER	1923—1939	0.28	0.27	0.17
	1954—1982	0.09	0.13	0.10
ALL MFG	1923—1939	0.26	0.27	0.14
	1954—1982	0.09	0.10	0.09
COAL	1954—1982	0.12	-0.04	0.18
ELECT	1954—1982	0.13	0.05[b]	0.13
CONST	1954—1982	0.09	0.03	0.11

[a] 样本期间为1958—1975年。

[b] 样本期间为1958—1982年。

首先考虑表5—2中的生产率（PROD）一列，我们注意到，各行业战前的平均生产率增长率都能很好地和战后比较。在8个制造行

业中，有5个行业在1923—1939年间的生产率增长率比1954—1982年间更高，在制造业总体（aggregate manufacturing）中也是如此。只有汽车、纸和纸浆以及钢铁行业的战前生产率增长率出现了异常水平。从这些数据中所观察到的战前生产率的快速膨胀支持了如下观点，即两次世界大战之间（尤其是20世纪20年代）是一个工业技术的转型时期，该转型导致了成本的急剧下降（见杰尔姆（Jerome，1934）和伯恩斯坦（Bernstein，1960））。在战后，我们所选取的行业中，生产率增长最快的是纸张及其相关产品行业，而在战后所有行业（包括非制造行业）中，生产率增长最快的则是电力服务业（electric services）。

当然，生产率的增长率等于产出的增长率减去就业量与工作小时数的增长率之和。通过观察生产率增长的这两个组成部分，我们首先注意到，战前产出增长最快的是汽车行业、纸张和纸浆行业；在战后，纸张和纸浆行业成为制造行业中产出增长最快的行业，而所有行业（包括非制造行业）中，产出增长最快的仍是电力服务业。这似乎表明，高产出的行业同时也是高生产率的行业；产出增长和生产率增长之间的等级相关性（rank correlation）[12]，在战前的8个行业中达到0.945，而在战后的11个行业中也达到0.913。

尽管20世纪30年代发生了萧条，在我们所研究的制造行业中，就业量的增长在战前普遍高于战后（8个行业中有7个都是这样），对于制造业总体也是如此。这种差别很大程度上反映了战后大量行业的严重的长期衰退：在毛织品、皮革上色与涂饰以及制鞋行业中，战前的衰退趋势在战后变得更加严重；在钢铁行业中，战前就业是增长的，到战后就转为下降了。在所有样本中，就业最强劲的增长发生在战后的两个非制造行业中（电力服务业和建筑业）。总体来讲，表5—2中的就业一列和我们所熟知的“制造业的就业量占总就业量的比例长期下降”是一致的。

生产率增长的最后一个组成部分是工作小时数，它的变化在两个

[12] 或译为“秩相关”——译者注。

样本时期中迥然不同。在战前，所有行业的每周工作小时数都在稳步下降，其中下降最快的是钢铁行业——一个在20世纪20年代早期以“工作时间长”而臭名昭著的行业，在该行业中每周工作84个小时都不算少见。这种下降反映出20世纪20年代工作组织形式的变化（某些是对公众反对长时间工作的一种回应），以及在20世纪30年代的萧条中所出现的“工作分享”（work sharing）[13]（有时是由雇主发起的，有时是新政立法或工会要求的），进一步的讨论见蔡塞尔（Zeisel，1958）。相比之下，战后的工作小时数则几乎是非常稳定的。

最后，我们可以考虑生产工人报酬的另一个度量指标的平均增长率（见表5—3）。值得注意的是，尽管8个制造行业中只有5个行业生产率的增长在战前要快于战后，但是所有8个制造行业及制造业总体的实际工资在战前的增长都要快于战后。战前的产品工资也增长迅速，只有制鞋行业是个例外。在主要的样本期内，实际工资的增长率和生产率的增长率之间的等级相关系数在战前的8个制造行业中为0.815，在战后的11个行业中为0.864（尽管这两个相关系数很高，但比上面生产率增长率和产出增长率的相关系数还是要低一点）。战前实际工资的快速增长并不能由工人购买力的增加完全反映出来，正如表5—3最后一列所显示的那样。由于工作小时数急剧下降，每周的实际收入比实际工资增长得更慢。

现在我们从一阶矩转向二阶矩，表5—4和表5—5列出了原始对数—差分数据的标准差，为了便于用百分数解释，将它们都乘以了100。我们不对这些数字加以评论，只请注意：第一，行业数据的变化常常大得有多么惊人；第二，加总似乎多少降低了所度量到的可变性。为了找出总变化（total variability）中有多少归因于经济周期，我们使用了频域技术来滤除高频（季节性）波段和低频（趋势或长波）波段的方差。由此所得到的五个关键变量的标准差列于表5—6。从表5—6中可以明显地看出三个事实：第一，在数据的总变化中，

[13] 也译为“工作分担”、“工作共享”、“临时性工作分担”等，指通过降低每项工作的小时数来增加工作数量（就业机会），从而可以使更多的人得到工作（就业）机会——译者注。

和经济周期有关的部分所占的比例在战前和战后相对都很低；第二，经济周期在战后有相当程度的减弱；第三，在战后大多数行业中，相对于就业的周期性方差（与战前相比）被减小的程度而言，每周工作小时数的周期性方差被减小得更多。

表 5—4 产出、就业量、每周工作小时数和生产率的月增长率的标准差（%）

行业	期间	IP	EMP	HRS	PROD
STEEL	1923—1939	13.40	4.70	6.85	8.00
	1954—1982	16.09	11.53	2.25	7.06
AUTOS	1923—1939	30.12	10.37	8.13	22.47
	1954—1982	7.80	9.69	4.14	8.69
MEAT	1923—1939	9.91	4.03	3.16	7.95
	1954—1982	2.82	1.80	1.84	3.87
PAPER	1923—1939	5.71	1.83	2.47	5.15
	1954—1982	1.83	1.06	0.98	2.06
SHOES	1923—1939	11.87	3.18	5.39	10.08
	1954—1982	4.05	2.86	2.58	5.63
WOOL	1923—1939	12.04	6.09	4.93	8.64
	1958—1982	9.30	2.71	2.01	10.17
LEATH	1923—1939	5.52	2.93	3.52	5.46
	1954—1982	3.39	2.32	1.71	4.82
LUMBER	1923—1939	6.80	5.63	4.88	6.79
	1954—1982	2.85	2.47	1.87	3.62
ALL MFG	1923—1939	4.70	2.36	2.59	2.92
	1954—1982	3.28	1.36	1.17	2.58
COAL	1954—1982	14.00	16.05	8.18	11.74
ELECT	1954—1982	1.45	0.91	0.91	1.94
CONST	1954—1982	7.88	6.17	2.87	5.25

表5—5　　实际工资、产品工资和每周实际收入的月增长率的标准差（%）

行业	期间	WR	WP	EARN
STEEL	1923—1939	2. 14	2. 24	7. 02
	1954—1982	1. 32	1. 50	2. 96
AUTOS	1923—1939	1. 90	2. 24	8. 32
	1954—1982	1. 69	1. 87	5. 21
MEAT	1923—1939	2. 24	4. 81	3. 25
	1954—1982	1. 29	4. 05	2. 43
PAPER	1923—1939	1. 30	2. 14	2. 43
	1954—1982	0. 83	3. 61	1. 36
SHOES	1923—1939	2. 70	2. 47	5. 41
	1954—1982	0. 95	1. 80	2. 60
WOOL	1923—1939	2. 14	2. 97	4. 79
	1958—1982	1. 06	1. 48[a]	2. 37
LEATH	1923—1939	1. 47	3. 03	3. 37
	1954—1982	0. 92	2. 96	2. 12
LUMBER	1923—1939	4. 14	4. 74	5. 25
	1954—1982	1. 32	1. 99	2. 37
ALL MFG	1923—1939	1. 24	1. 48	2. 55
	1954—1982	2. 30	2. 34	2. 69
COAL	1954—1982	1. 95	2. 19	9. 04
ELECT	1954—1982	0. 90	1. 11[b]	1. 44
CONST	1954—1982	1. 05	1. 02	2. 80

[a] 样本期间为1958—1975年。

[b] 样本期间为1958—1982年。

表 5—6　　5 个变量的月增长率的标准差（%）：仅经济周期频率（12 至 96 个月）

行业	期间	IP	EMP	HRS	PROD	WR
STEEL	1923—1939	3.96	1.59	1.73	1.53	0.59
	1954—1982	2.28	1.05	0.48	1.15	0.27
AUTOS	1923—1939	4.54	2.72	1.46	2.93	0.36
	1954—1982	1.85	1.43	0.47	0.77	0.31
MEAT	1923—1939	1.66	1.05	0.49	1.01	0.49
	1954—1982	0.46	0.27	0.19	0.36	0.21
PAPER	1923—1939	1.33	0.60	0.65	0.76	0.36
	1954—1982	0.56	0.30	0.16	0.27	0.14
SHOES	1923—1939	1.26	0.47	0.94	0.78	0.68
	1954—1982	0.71	0.39	0.38	0.60	0.17
WOOL	1923—1939	3.16	1.69	1.06	0.99	0.67
	1954—1982	1.56	1.01	0.61	1.74	0.22
LEATH	1923—1939	1.19	0.97	0.77	0.82	0.47
	1954—1982	0.59	0.49	0.22	0.52	0.14
LUMBER	1923—1939	1.75	1.48	0.85	1.19	0.70
	1954—1982	0.87	0.61	0.21	0.44	0.23
ALL MFG	1923—1939	1.53	0.97	0.67	0.48	0.33
	1954—1982	0.60	0.39	0.15	0.21	0.20
COAL	1954—1982	0.92	0.71	0.61	0.84	0.25
ELECT	1954—1982	0.22	0.16	0.10	0.28	0.13
CONST	1954—1982	0.69	0.75	0.21	0.77	0.15

最后这个现象——它也可在原始数据（见表 5—4）和下文第 5.7 节中得到确认——值得进一步的探讨。在战后，为了减少经济低

迷时的劳动投入，为什么雇主们更依赖于裁员，而不是缩短工作时间呢？原因可能有二：一个是战后工会变得更加重要，另一个是失业保险项目的出现。工会的目标函数可能被设定为某种形式，在此形式下，工会更偏向解雇相对少量的初级工（junior workers），而不是普遍缩短工作时间（关于工会更偏爱裁员的横截面证据由梅多夫（Medoff，1979）给出。梅多夫也引用了斯利克特、希利和利夫纳什（Slichter，Healy and Livernash，1960）的研究，该研究认为，在战后初期，工会由原来赞成某种形式的工作分享转向更偏爱裁员）。或许比工会结构更重要的是，在美国，彻底失业的工人可以获得政府补偿，但是半失业者却得不到。正式的分析见贝利（Baily，1977）的著作。

5.5 频域分析

现在我们来研究这些变量随经济周期变化的特点。为了得到“典型的”（typical）周期性模式的特征，我们对数据作了频域和时域分析。在频域分析中，我们采用了格兰杰和畑中[14]（Granger and Hatanaka，1964）的方法；在时域分析中，我们使用了西姆斯（Sims，1980）的方法（当然，这两种方法有紧密的正式联系，所得结果的相似性就是例证）。本节讨论频域分析的结果。时域分析的结果将在第5.6节中给出。

频域分析（以及时域分析）所使用的数据，是消除季节性后的基础数据序列的对数差分通过使用季节虚拟变量可以消除季节性，见数据附录）。我们对战前和战后样本的每一个行业的每一个变量都进行了分析。

这些数据的谱（spectra）在经济周期的频率范围内显示出强大的能量（power），但该范围内却几乎没有清晰的峰值（萨金特

[14] 这里的“畑中”指“畑中三千雄”（Michio Hatanaka），这是文献里的写法，日本写法是 Hatanaka Michio。1964 年格兰杰（Granger）和畑中三千雄把谱分析方法引入时间序列分析，并从此奠定了谱分析在经济序列分析中的基础作用。国内很多人不求甚解地将其姓误译为“汉塔纳卡”——译者注。

（Sargent，1979，254）警告说理应出现峰值）。我们决定研究时间跨度长于 1 年（这样可以排除残留的季节性和其他高频影响）但小于 8 年的那些周期的性质（根据 NBER 的年代表，我们样本中最长的经济周期是从 1929 年到 1937 年的周期，长达八年）。对每一个行业/样本期间，我们都计算出了在 1 年至 8 年波段范围内变量的相干性（coherences）及相位关系（phase relationships）。

在该经济周期内，6 个变量（就业量、每周工作小时数、生产率、实际工资、产品工资和每周收入等的增长率）和行业产出增长率之间的相干性列于表 5—7（同时还列出了相干性估计值的标准差，关于计算方法的描述见本章附录）。相干性用于度量在一组限定的频率下一对变量的关联程度（degree of association）；相干性为 0 表明关联性最小，相干性为 1 表明关联性最大。表 5—7 表明，在经济周期内，就业量和工作小时数同产出的关联性最强。对大部分行业来说，生产率、每周实际收入与产出的关联性也很强。两种工资的度量与产出的联系在不同行业并不一致，且总体上较弱（在战后尤其如此）。然而，需注意的是工资和产出的关联性在两个期间内都是统计显著的。

表 5—7　　6 个变量的增长率同产出增长率之间的相干性

行业	EMP	HRS	PROD	WR	WP	EARN
战前数据						
STEEL	0.828	0.883	0.915	0.272	0.230	0.854
	(0.060)	(0.042)	(0.031)	(0.175)	(0.179)	(0.051)
AUTOS	0.854	0.583	0.692	0.252	0.271	0.568
	(0.051)	(0.125)	(0.099)	(0.177)	(0.175)	(0.128)
MEAT	0.773	0.657	0.836	0.541	0.330	0.292
	(0.076)	(0.107)	(0.057)	(0.134)	(0.168)	(0.173)
PAPER	0.661	0.870	0.721	0.610	0.507	0.836
	(0.106)	(0.046)	(0.091)	(0.119)	(0.140)	(0.057)
SHOES	0.717	0.836	0.651	0.098	0.142	0.794
	(0.092)	(0.057)	(0.109)	(0.187)	(0.185)	(0.070)

续表

行业	EMP	HRS	PROD	WR	WP	EARN
WOOL	0.934	0.878	0.783	0.449	0.429	0.797
	(0.024)	(0.043)	(0.073)	(0.151)	(0.154)	(0.069)
LEATH	0.754	0.742	0.341	0.473	0.634	0.823
	(0.082)	(0.085)	(0.167)	(0.147)	(0.113)	(0.061)
LUMBER	0.749	0.784	0.276	0.354	0.659	0.638
	(0.083)	(0.073)	(0.175)	(0.165)	(0.107)	(0.112)
ALL MFG	0.935	0.916	0.567	0.567	0.607	0.902
	(0.024)	(0.031)	(0.128)	(0.128)	(0.119)	(0.035)
战后数据						
STEEL	0.898	0.895	0.863	0.527	0.180	0.829
	(0.027)	(0.028)	(0.036)	(0.102)	(0.137)	(0.044)
AUTOS	0.912	0.724	0.479	0.733	0.578	0.809
	(0.024)	(0.067)	(0.109)	(0.065)	(0.094)	(0.049)
MEAT	0.592	0.585	0.618	0.430	0.706	0.648
	(0.092)	(0.093)	(0.087)	(0.115)	(0.071)	(0.082)
PAPER	0.911	0.771	0.856	0.360	0.735	0.672
	(0.024)	(0.057)	(0.038)	(0.123)	(0.065)	(0.078)
SHOES	0.714	0.594	0.503	0.159	0.094	0.590
	(0.069)	(0.092)	(0.106)	(0.138)	(0.140)	(0.092)
WOOL	0.418	0.295	0.586	0.252	0.573	0.294
	(0.127)	(0.141)	(0.101)	(0.144)	(0.123)	(0.141)
LEATH	0.620	0.412	0.416	0.164	0.368	0.385
	(0.087)	(0.117)	(0.117)	(0.138)	(0.122)	(0.120)
LUMBER	0.881	0.845	0.658	0.378	0.498	0.779
	(0.032)	(0.040)	(0.080)	(0.121)	(0.108)	(0.056)
ALL MFG	0.941	0.839	0.684	0.378	0.314	0.693
	(0.016)	(0.042)	(0.075)	(0.121)	(0.128)	(0.073)
COAL	0.603	0.710	0.331	0.371	0.063	0.676
	(0.090)	(0.070)	(0.126)	(0.122)	(0.141)	(0.077)
ELECT	0.290	0.359	0.734	0.287	0.203	0.413
	(0.129)	(0.123)	(0.065)	(0.130)	(0.148)	(0.117)
CONST	0.568	0.344	0.384	0.274	0.507	0.397
	(0.096)	(0.125)	(0.121)	(0.131)	(0.105)	(0.119)

注：频带宽度（bandwidth）为12~96个月；括号中为标准差。

频域中一个特别有用的办法是计算相位关系。对于某一给定的频率，把变量看作随时间沿正弦曲线变动。变量 A“相位超前”（phase lead）于变量 B，指的是在 A 沿其正弦曲线路径达到某一个给定点之后，B 达到相应点所需要的月数。如果一个变量相对于产出的超前相位接近于 0，则称该变量是“顺周期”的；如果一个变量相对于产出的超前相位约为整个周期的一半，则称它是“反周期的”（然而关于超前相位的这种解释还有一些重要观点见豪斯（Hause，1971））。

表 5—8 中给出了 6 个变量对于产出增长率的超前相位以及标准差。这些超前相位是在 54 个月这一时期所对应的频率上计算出来的，而 54 个月正好位于我们所考虑的波段范围的正中（更多讨论见附录）。我们发现，粗略地讲，就业、工作小时数以及收入都是顺周期的。生产率也是顺周期的，但主要是在战后时期；战前生产率对于产出的超前相位比战后大。工作小时数超前于产出，尽管它的超前相位小于生产率的超前相位，而就业却一致地滞后于产出几个月。收入近似是同步的。

表 5—8 6 个变量的增长率对产出增长率的超前相位（以月为单位）

行业	EMP	HRS	PROD	WR	WP	EARN
战前数据						
STEEL	−4.7	1.8	2.3	−5.3	−0.3	1.2
	(1.11)	(0.9)	(0.7)	(5.7)	(6.9)	(1.0)
AUTOS	−0.5	10.4	−2.9	−10.6	−6.0	9.8
	(1.0)	(2.3)	(1.7)	(6.2)	(5.8)	(2.4)
MEAT	−6.0	2.2	4.6	−22.2	−7.6	−5.1
	(1.3)	(1.9)	(1.1)	(2.5)	(4.7)	(5.3)
PAPER	−7.3	2.4	2.3	−19.3	26.5	−0.5
	(1.8)	(0.9)	(1.6)	(2.1)	(2.8)	(1.1)
SHOES	−6.3	−2.4	9.0	−11.5	9.0	−3.0
	(1.6)	(1.1)	(1.9)	(16.6)	(11.3)	(1.2)
WOOL	−2.6	2.1	2.7	−15.8	24.7	−0.6
	(0.6)	(0.9)	(1.3)	(3.2)	(3.4)	(1.2)
LEATH	−5.7	2.8	11.1	−14.6	26.5	−0.7
	(1.4)	(1.5)	(4.5)	(3.0)	(1.9)	(1.1)

续表

行业	EMP	HRS	PROD	WR	WP	EARN
LUMBER	-3.8	2.0	11.2	-19.1	27.0	-0.7
	(1.4)	(1.3)	(5.7)	(4.3)	(1.9)	(2.0)
ALL MFG	-3.9	2.3	9.3	-11.6	-19.5	-0.3
	(0.6)	(0.7)	(2.4)	(2.4)	(2.1)	(0.8)
战后数据						
STEEL	-2.8	1.1	2.2	3.1	9.3	1.6
	(0.6)	(0.6)	(0.7)	(2.0)	(6.6)	(0.8)
AUTOS	-2.5	4.5	5.0	3.6	3.9	4.1
	(0.5)	(1.2)	(2.2)	(1.1)	(1.7)	(0.9)
MEAT	-4.1	2.3	1.8	0.1	-1.6	1.3
	(1.7)	(1.7)	(1.6)	(2.6)	(1.2)	(1.4)
PAPER	-4.4	2.1	3.9	7.2	10.0	3.5
	(0.6)	(1.0)	(0.7)	(3.2)	(1.1)	(1.3)
SHOES	-5.9	1.6	3.8	-7.6	11.9	0.8
	(1.2)	(1.7)	(2.1)	(7.6)	(12.9)	(1.7)
WOOL	-3.4	-1.0	1.5	4.9	24.3	0.5
	(2.8)	(4.1)	(1.8)	(4.9)	(2.0)	(4.1)
LEATH	-2.3	3.5	1.7	-5.4	12.4	1.8
	(1.5)	(2.7)	(2.7)	(7.3)	(3.1)	(2.9)
LUMBER	-3.9	2.0	6.4	-1.2	25.7	1.0
	(0.7)	(0.8)	(1.4)	(3.0)	(2.2)	(1.0)
ALL MFG	-2.4	2.1	4.4	0.7	8.4	1.6
	(0.5)	(0.8)	(1.3)	(3.0)	(3.7)	(1.3)
COAL	-5.1	-0.1	9.1	-10.4	-21.3	-1.7
	(1.6)	(1.2)	(3.5)	(3.0)	(19.2)	(1.3)
ELECT	-16.0	-0.3	1.9	2.8	-5.4	1.3
	(4.0)	(3.2)	(1.1)	(4.1)	(4.9)	(2.7)
CONST	-4.2	4.2	5.0	11.6	12.3	6.7
	(1.8)	(3.3)	(2.9)	(4.3)	(2.0)	(2.8)

注：频带宽度为12~96个月；括号中为标准差。

生产率、工作小时数、产出和就业4个变量之间的相互关系，在战前与战后实质上是稳定的，而且除了时序上的细微差异之外，这种相互关系和先前的研究结果是一致的。结合第5.2节中讨论的厂商动态模型，这种相互关系隐含了一种简单的经济学解释，即经济周期受需求变动的支配。预期需求增长的厂商，首先会增加非劳动投入，并要求更高的工作努力程度，这会提高生产率。随着需求的增长，工作小时数也会上升。最后，由于需求的增长更为持久，为了提高劳动力水平，厂商进行雇佣和训练投资（hiring and training investments）。以上说法并非原创（例如，见贝利（Baily，1977）），再次强调我们并没有明确地进行结构性检验。尽管如此，值得注意的是，无论是在战前还是战后，这种解释看起来至少和很多不同行业的事实相一致。

工资和产出之间的关系并不具备这种跨行业和跨样本期的稳定性。工资的变动行为在战前和战后似乎有明确的差异。让我们将注意力集中于实际工资，而非产品工资。在战前，实际工资显著地滞后于产出——虽然其滞后程度并不足以使其成为反周期的，但仍然是“半异相的”（half out of phase）（一个著名的例子是1931—1932年间即使在产出和就业突然下降之时，实际工资仍保持了正增长）[15]。相比之下，在战后时期，实际工资近乎是同相（in phase）即顺周期的，而且在一些行业中还超前于经济周期。

为什么实际工资的周期性行为在战前和战后会有改变呢？要给出一个满意的答案就需要建立一个显性的结构性模型，本文不打算这样做。不过我们下面给出一个简单的、富有启发性的例子，它意味着这种改变可能跟我们前面的一个发现——战后，失业变得比工作分享更加重要——有关。

假设由于存在固定成本，工人在一个时点上只能拥有一个工作（只要一个人的工作努力在雇主之间不是无限可分的，这个例子就很一般化）。此外，劳动力市场并非由每小时工资出清，而是由工

---

⑮ 这使人联想起克里默（Creamer，1950）关于名义工资率的结果。见第5.2节。

人在某一工作中可获得的总效用出清。假设工人从总的实际报酬 Y 中获得正效用，从每周工作 H 小时中遭受效用损失。简单起见，假设收入和闲暇的边际效用均为常数，那么 t 时刻的即期效用 U_t 就可写作：

$$U_t = Y_t - \alpha H_t \tag{1}$$

其中 α 是参数。

为了留住劳动力，厂商必须给工人提供一个组合（Y_t，H_t），使得工人从中所获得的效用大于或等于一个从其他经济体中他可获得的（外生的）效用水平 $\bar{U}$。由于波动和 $\bar{U}$ 都是顺周期的，我们不妨假设经济周期是规则的，这样可以写出下面的式子：

$$\bar{U}_t = \bar{U}_0\ (1 + a\sin t) \tag{2}$$

其中 $\bar{U}_0$ 是平均可获得的效用水平，a 是一个用以度量 $\bar{U}$ 的周期敏感度的正的参数。

厂商会在考虑生产函数的性质、特殊的人力资本或调整成本等因素的情况下，通过计算一个最大化问题，（从满足外生效用约束的那些组合中）决定提供一个什么样的组合（Y_t，H_t）。对于这个富有启发性的例子，我们并没有明确地设定工厂的最大化问题，而只是简单地（符合实际地）假设该最大化问题的结果将意味着每周工作小时数是顺周期的：

$$H_t = H_0\ (1 + b\sin t) \tag{3}$$

其中 H_0 是经济周期内的每周平均工作时间，b 衡量每周工作时间的周期敏感度。等式（3）可以被看作是一个简化形（reduced form）；在这个问题中，参数 b 可能取决于其他参数。

以上这三个方程，再加上“实际收入足够高，能够满足外生效用的约束”的假设，就意味着每位工人实际收入的周期性行为是

$$Y_t = (\bar{U}_0 + \alpha H_0) + (a + \alpha b)\ \sin t \tag{4}$$

平均收入 $Y_0 = \bar{U}_0 + \alpha H_0$。

在这个例子中，所度量的“实际工资” W_t 正是 Y_t/H_t。在什么条件下所度量的这个实际工资才是顺周期（即对外生的周期有一个正的敏感度）的呢？容易证明，实际工资表现出顺周期性的充分必

要条件为

$$a > b \tag{5}$$

也就是说，当保留效用（reservation utility）对经济周期的敏感度比工作小时数对经济周期的敏感度更大时，工资就是顺周期的。

很难说保留效用对周期的敏感度随时间有什么变化，或许保留效用的周期性在战后有所下降，而这同目前的主张相抵触。然而，在第5.4节我们介绍了一个证据，b（即工作小时数对周期的敏感度）在战后有所下降。这个例子表明，在所有其他变量都相等的条件下，工作小时数的周期敏感度b减小，将伴随着更大的已观测到的实际工资的顺周期性。这样，本文的两个新发现——工作小时数的顺周期性在战后有所下降，以及实际工资的顺周期性在战后有所上升——就可以联系起来了。

一个重要的问题是，表5—7和表5—8所描述的周期性关系在长经济周期和短经济周期中是否一样。一个与此密切相关的问题是，研究“参考周期”（reference cycle）是否有用。伯恩斯和米切尔经常以一个标准的“参考周期”的各个“阶段”（stages）而非日历时间来度量时序关系。要使这种方法行得通，必须满足这样的条件，即这些周期性的超前/滞后关系在周期长度中所占的比例近似恒定（constant），而不是在以日历时间进行度量时是恒定的；也就是说，在各种经济周期频率下，相位角（phase angles）必须保持不变。

表5—9给出了一些对于这个问题的见解。对于在前面消除季节性时被消除的高频带（2～12个月）、短周期（1～2年）以及长周期（2～8年），该表给出了上述6个变量的超前相位的估计值（经济周期波段之所以以这种方式分为两段，是因为12个月到24个月这段时间内所对应的频率同24个月到96个月这段时间内所对应的频率在数量上大致相同）。我们还对每个变量在短经济周期和长经济周期之间的相位角的恒定性（constancy）作了统计检验，其结果也列于表5—9之中。从表5—9中我们可以看出两点：

表5—9　6个变量的增长率对产出增长率的超前相位（以月为单位）

行业		EMP	HRS	PROD	WR	WP	EARN
战前数据							
STEEL	(a)	-0.4	0.0	0.2	-1.9	2.5	-0.1
	(b)	-1.6	0.6	0.8	2.2	2.4	0.8
	(c)	-5.0	2.1	2.5	-13.8***	-13.5***	-0.4
AUTOS	(a)	0.3	0.5	-0.2	-1.4	-1.2	0.4
	(b)	-0.3	4.1	-0.9	-2.2	-1.2	4.0
	(c)	0.1	6.6	-3.6	-15.3	-9.4	5.0*
MEAT	(a)	-1.0	-0.1	0.2	-2.0	-1.2	-0.2
	(b)	-2.2	0.6	1.1	-8.2	-5.5	0.2
	(c)	-5.8	23.9***	10.4***	-16.1***	0.3***	-18.9***
PAPER	(a)	-1.4	-0.6	0.3	-3.0	-2.4	-0.9
	(b)	-3.1	0.7	0.8	-7.1	-8.9	0.1
	(c)	-4.5	3.4	2.7	-18.1	27.8	-2.7
SHOES	(a)	-0.3	-0.1	0.1	2.8	2.6	0.1
	(b)	-1.9	-0.9	3.0	-7.4	4.4	-1.1
	(c)	-8.6	-1.1	9.8	-5.0	0.6	-2.3
WOOL	(a)	-0.6	-0.1	0.4	-2.6	-3.4	-0.3
	(b)	-0.6	0.6	0.6	-5.3	-8.9	0.2
	(c)	-4.4	2.9	5.3	-17.5	25.6	-3.5
LEATH	(a)	0.0	-0.1	0.0	1.9	-3.3	0.2
	(b)	-2.4	0.8	3.5	-4.9	8.8	0.1
	(c)	-3.2	4.0	18.7	-15.9	29.5	-4.0
LUMBER	(a)	-0.4	0.6	-0.1	-2.6	-3.0	0.4
	(b)	-1.8	0.4	4.6	-7.4	-8.8	-0.5

续表

行业		EMP	HRS	PROD	WR	WP	EARN
	(c)	-1.3***	5.7	-0.9*	-5.7	28.8	0.8
ALL MFG	(a)	-0.5	-0.1	0.6	3.4	-3.2	-0.1
	(b)	-1.7	0.6	2.3	-3.9	-7.2	0.0
	(c)	-3.3*	3.4	19.9***	-12.8	-20.0	-0.7
战后数据							
STEEL	(a)	-0.4	0.0	0.1	0.7	0.9	0.1
	(b)	-0.9	0.1	0.5	0.8	0.8	0.3
	(c)	-3.3	2.9***	4.4*	4.7	17.6	3.4
AUTOS	(a)	-0.2	-0.1	1.7	-0.2	-0.1	-0.1
	(b)	-0.8	1.5	1.6	1.2	2.0	1.4
	(c)	-2.7	4.6	6.1	3.9	-0.7*	4.3
MEAT	(a)	-1.3	0.1	0.0	-0.6	-0.4	-0.1
	(b)	-1.3	0.9	0.5	1.0	-0.2	0.9
	(c)	-4.9	1.9	2.4	-5.6*	-2.4	-1.5
PAPER	(a)	0.4	-0.6	0.0	2.7	-2.0	-0.4
	(b)	-1.2	0.3	1.0	-2.8	3.1	0.1
	(c)	-5.5	3.6	5.8*	8.7	12.0	5.8*
SHOES	(a)	0.3	0.5	0.1	1.0	1.2	0.5
	(b)	-1.9	0.9	0.6	-3.5	5.3	0.5
	(c)	-6.7	0.8	8.3	-5.6	10.9	0.1
WOOL	(a)	0.0	0.1	0.0	0.5	2.5	0.1
	(b)	-1.9	-1.9	0.5	1.0	-5.2	0.5
	(c)	-2.2	3.7	0.8	7.1	25.2**	4.6

续表

行业		EMP	HRS	PROD	WR	WP	EARN
LEATH	(a)	0.7	0.7	-0.1	0.7	1.8	0.7
	(b)	-0.4	1.5	-0.1	-3.3	-8.5	0.7
	(c)	-3.2	3.0	4.2	-2.6	13.3	1.7
LUMBER	(a)	-0.2	0.1	0.0	0.4	1.2	0.3
	(b)	-1.4	0.7	1.3	-2.6	-7.7	0.2
	(c)	-6.2	0.8	18.7***	-8.5	29.1	0.2
ALL MFG	(a)	-0.0	0.2	0.1	0.6	0.7	0.1
	(b)	-0.7	0.0	1.0	-1.8	2.8	-0.7
	(c)	-2.9	4.7***	9.5**	5.7**	9.3	9.5**
COAL	(a)	-0.2	-0.2	0.1	-2.7	-1.6	-0.2
	(b)	-1.1	-0.3	0.7	-3.7	-3.2	-1.1
	(c)	-6.2	0.8	18.7***	-8.5	29.0	0.2
ELECT	(a)	2.1	0.7	-0.1	-2.2	0.6	0.3
	(b)	-5.7	1.1	0.3	-3.3	-4.4	-0.8
	(c)	-16.5	-9.0*	3.1	8.5***	-0.1	5.2
CONST	(a)	0.0	0.2	0.0	-3.4	-3.1	0.2
	(b)	-0.8	1.6	0.6	7.0	5.6	3.2
	(c)	-6.7	1.5	8.5	4.9***	10.3**	4.0

注：星号表示对频段（b）和（c）之间的相位角之差的t检验的显著性，边际显著水平为0.10（*）、0.05（**）和0.01（***）。

(a) 频带宽度为2~12个月；(b) 频带宽度为12~24个月；(c) 频带宽度为24~96个月。

第一，尽管在高频带中没有出现明显的系统性特征，在短周期和长周期（表中b行和c行）内，超前和滞后的定性模式是一样的。

例如，生产率仍然超前于周期，就业仍然滞后于周期。

第二，表5—9似乎表现出一点对“参考周期”方法的支持（并且暗含了对斯托克（Stock，1983）提出的“时间变换”（time deformation）[16] 方法的支持）。“参考周期”方法隐含着“短经济周期和长经济周期之间的相位角是恒定不变的”这一假说，而该假说也并非总是被我们的数据所否定（战前的肉类加工行业是例外；从某种程度上说，制造业整体在战前和战后都是例外）。这样，假设“超前和滞后跟周期长度是成比例的”就是合理的。另一方面，也应注意到，这个支持参考周期的证据可能是个伪证。例如，豪斯（Hause，1971）指出，在时域上具有固定的分布滞后关系（distributed lag relationship）的两个变量，也可能呈现出跟周期大致成比例的相位关系。

到现在为止，我们所观察到的结果差不多适用于样本中的所有行业，而战前和战后的模式还是有一些差别。我们原本希望能发现更多的横截面差异（举例来说，就像纳德里和罗森（Nadiri and Rosen，1973）发现“生产投入在耐用品行业中反应更快”一样）。但不幸的是，当我们把行业以容易理解的方式分组时，我们发现横截面的变化比我们预想的小得多。

为了确定能否以周期性行为的性质为标准将各个行业分组，我们分别估计了战前和战后的行业产出和总产出指数（aggregate index of output）之间的相干性和相位，结果列于表5—10之中。一个奇怪的结果是，几乎所有的超前相位都是正的，这可能是因为在总指数（aggregate index）中包含了基于投入度量的产出。相干性估计值表明，周期性影响对行业的重要性在战后相对变小了。战后的样本中也存在一个趋势，即相对于非耐用品行业而言，耐用品行业与经济周期有更高的相干性。然而，除了肉类加工行业之外，几乎没有什么证据表明战前也是这种模式。总体上看，横截面的差异似乎仍然不如横截面的相似性显著。

---

[16] 有的文献把这个术语翻译成“时间形变”，我们认为“时间变换”更合适些——译者注。

表5—10　每个行业的产出增长率对“所有制造行业”的产出增长率的相干性和超前相位

行业	期间	相干性（标准差）	超前相位（标准差）
STEEL	1923—1939	94.7 (2.0)	1.3 (0.6)
	1954—1982	64.6 (8.2)	0.2 (1.4)
AUTOS	1923—1939	78.0 (7.4)	-4.1 (1.3)
	1954—1982	78.6 (5.4)	0.2 (1.0)
MEAT	1923—1939	19.5 (18.2)	1.2 (8.2)
	1954—1982	26.2 (13.2)	4.8 (4.5)
PAPER	1923—1939	86.7 (4.7)	2.3 (0.9)
	1954—1982	79.7 (5.2)	1.2 (0.9)
SHOES	1923—1939	73.9 (8.6)	6.7 (1.5)
	1954—1982	46.4 (11.1)	4.9 (2.3)
WOOL	1923—1939	80.1 (6.8)	3.5 (1.2)
	1954—1982	31.9 (13.9)	1.4 (3.9)
LEATH	1923—1939	75.0 (8.3)	0.6 (1.4)
	1954—1982	38.8 (12.0)	3.7 (2.9)
LUMBER	1923—1939	88.0 (4.3)	1.0 (0.9)
	1954—1982	73.9 (6.4)	5.3 (1.1)
COAL	1954—1982	28.4 (13.0)	-5.4 (4.1)
ELECT	1954—1982	44.7 (11.3)	-2.1 (2.4)
CONST	1954—1982	57.4 (9.5)	6.3 (1.7)

注：频带宽度为12~96个月。

5.6 时域分析

作为对频域分析的补充，我们引入时域分析方法主要是向量自回

归（vector autoregressions，VARs）。我们使用了4个变量（产出、工作小时数、就业量和实际工资）的12个月滞后变量，估计了每一个行业战前、战后以及行业整体的向量自回归。所使用的数据仍然是第5.5节中的中心化和季节化后的对数—差分数据；我们采取西姆斯（Sims，1980）的做法。被估计出来的向量自回归有三个用途：第一，我们观察这些系数在统计上的显著性，以寻找其因果关系的类型（格兰杰（Granger）因果关系）；第二，对于4个预测时期，我们分别计算出预测误差中有百分之几来自方程右边变量的（三角化（triangularized）后的）新息冲击（innovation）；第三，我们分析所隐含的脉冲/响应图（impulse/response diagrams），以确定变量间系统的时序关系。下面简要讨论这三项工作。

表5—11总结了格兰杰—因果F—检验的结果。每一个因变量都有一个矩阵，在每个矩阵中，各行表示使用向量自回归的行业，各列给出了被检验的自变量。每一个矩阵中的一个、两个或三个星号分别表示自变量的12个月滞后变量在0.10、0.05或0.01的显著水平上联合“解释”因变量（对于给定的行业和时期）的显著程度。若没有星号，则表明给定的回归变量（regressor）的所有滞后项对因变量的联合解释程度在0.01的水平上也是不显著的。

表5—11　　**向量自回归F—检验**

因变量	行业	自变量			
		IP	HRS	EMP	WR
战前数据					
IP	STEEL	**	*		***
	AUTOS	***		***	
	MEAT		**		**
	PAPER			**	
	SHOES	***	**		*
	WOOL	*		***	
	LEATH		*		

续表

因变量	行业	自变量			
		IP	HRS	EMP	WR
	LUMBER	***	***		***
	ALL MFG	***			
HRS	STEEL	***	***	***	***
	AUTOS		***		
	MEAT		**	*	*
	PAPER	***	*		*
	SHOES	***	***	***	
	WOOL	***	**	***	
	LEATH	***	***	***	
	LUMBER	**	***		
	ALL MFG	***	*	***	
EMP	STEEL	*			
	AUTOS	***	***	**	*
	MEAT	**	**		
	PAPER	**		**	
	SHOES	**	**	***	
	WOOL	***		***	
	LEATH	***		**	
	LUMBER	**		**	
	ALL MFG	**	*		
WR	STEEL				
	AUTOS		**		
	MEAT				
	PAPER			**	**
	SHOES	**	**		
	WOOL				

续表

因变量	行业	自变量			
		IP	HRS	EMP	WR
	LEATH	**			
	LUMBER	***	*	*	***
	ALL MFG			*	
战后数据					
IP	STEEL	*			
	AUTOS	*		***	
	MEAT	***	**		*
	PAPER	***		**	***
	SHOES	***	***	**	
	WOOL	***	***		
	LEATH	***	**		
	LUMBER	***		***	***
	ALL MFG	***	**	***	
	COAL	***		*	
	ELECT	***			***
	CONST	***			**
HRS	STEEL	**	***	**	
	AUTOS		***		
	MEAT	**	***		**
	PAPER	***	***	*	
	SHOES	***	***	***	
	WOOL	*	***	***	***
	LEATH		***	**	*
	LUMBER		***		
	ALL MFG	***	***	**	
	COAL	***	***	*	**
	ELECT		***		
	CONST		***		

续表

因变量	行业	自变量			
		IP	HRS	EMP	WR
EMP	STEEL	***	**		
	AUTOS	***	**	***	
	MEAT	***		**	
	PAPER	***	***	***	
	SHOES	**	***	***	
	WOOL	***	***	***	***
	LEATH		***	***	
	LUMBER	***		***	**
	ALL MFG	***		**	
	COAL	*		***	
	ELECT		**	***	
	CONST			***	
WR	STEEL				***
	AUTOS	***		***	***
	MEAT	*			**
	PAPER				***
	SHOES		**		***
	WOOL		*		***
	LEATH				***
	LUMBER			**	
	ALL MFG				***
	COAL				***
	ELECT	**		***	***
	CONST				***

注：这里所报告的F—检验是自变量的所有12个滞后项对因变量进行解释的联合显著程度（所有变量都是以增长率的形式表示）。* 表示F—检验在0.10的显著水平上是显著的；** 表示F—检验在0.05的显著水平上是显著的；*** 表示F—检验在0.01的显著水平上是显著的。

表5—11意味着，对所有行业：

（1）相对来说，产出的增长趋向于外生（在格兰杰的意义上），至少同就业增长率和工作小时数增长率相比是这样的。因此，当对产出的预测没有增量时，工作小时数就可能是一个“先行指标”（leading indicator）（见纳复祺（Neftci，1979））。在战后，产出增长率的滞后项成为产出的当期增长率的更有力的预测变量（predictors），从这个意义上说，产出在战后似乎更加“持久”（persistent）。

（2）工作小时数和就业很少是格兰杰外生的，它们之间有相互作用，并且也会对产出有所反应。从上面所定义的“持久”的意义来讲，这两个变量也是持久的，无论是在战前样本还是在战后样本中都是如此。对于那些认为“改变就业需要有调整成本（adjustment costs）”的人来说，就业的持久性是一个很诱人的发现。改变工作小时数是否也存在调整成本呢？从数据中看似乎确实如此。

（3）实际工资的变化看起来好像完全独立于另外三个变量。实际工资既不能一致地预测那三个变量，也不能被它们预测。关于实际工资的一个特别有力的发现是和产出一样，实际工资的持久性在战前和战后两段时期之间有显著的提高。

表5—12给出了预测误差（forecast error）的分解结果。限于篇幅，我们只报告了3个行业——钢铁（耐用品行业）、纸和纸浆（非耐用品行业）、皮革上色与涂饰行业（半耐用品行业）——的结果，此外还报出了制造业整体的结果。为了便于比较，我们将战前和战后的预测误差分解结果放在了一起，用符号“/”隔开。我们注意到，由于生产率的增长率刚好是产出、工作小时数及就业增长（这3个都包含在VARs中）的线性组合，因此也可以给出该变量的分解。

熟悉这些方法的读者知道，对于不同的预测长度，由回归变量的（三角化后的）新息冲击所产生的预测误差所占的比例并非随变量排序的改变而保持不变。这里变量的排列顺序为（下面的脉冲/响应图也是这一顺序）：产出、工作小时数、就业量、实际工资（的对数—差分）。由于使用的是月度数据，并且我们研究的预测长度高达48个月，因此选择什么样的变量排序对于结果可能就不太重要了。

表 5—12　**每个新息冲击产生的预测误差所占的百分比**
（预测范围：k 个月（战前/战后））

预测误差	三角化后的新息冲击				
	k	IP	HRS	EMP	WR
钢铁					
IP	6	89/91	2/3	3/5	6/1
	12	79/87	5/4	4/6	13/2
	24	66/85	8/5	5/8	21/2
	48	63/85	8/5	6/8	23/2
EMP	6	31/55	1/1	63/41	5/3
	12	29/52	4/6	59/39	8/4
	24	29/51	5/7	53/38	12/4
	48	29/51	6/7	51/38	15/4
HRS	6	40/43	40/52	19/4	2/1
	12	41/41	34/50	19/7	7/2
	24	40/41	31/49	17/8	12/2
	48	39/41	31/49	17/8	13/2
WR	6	3/4	3/8	6/1	88/86
	12	6/6	5/9	7/4	82/82
	24	8/6	6/9	8/4	78/81
	48	8/6	7/9	8/4	77/81
PROD	6	57/76	29/10	3/12	11/2
	12	49/74	30/10	5/13	16/2
	24	40/73	30/11	7/14	24/3
	48	39/73	30/11	7/14	24/3
纸和纸浆					
IP	6	83/92	3/2	10/5	4/0
	12	75/83	6/3	11/7	8/7
	24	71/80	8/3	12/7	10/9
	48	71/80	8/3	12/7	10/9
EMP	6	21/31	1/5	72/62	6/2
	12	19/30	5/6	68/57	8/7
	24	19/30	5/6	65/55	11/10
	48	19/30	5/6	65/54	11/10

续表

预测误差	三角化后的新息冲击				
	k	IP	HRS	EMP	WR
HRS	6	30/11	61/86	3/2	6/2
	12	32/14	56/80	4/3	8/3
	24	32/14	54/79	4/4	10/4
	48	32/14	54/79	4/4	10/4
WR	6	9/1	10/2	2/2	80/96
	12	13/2	10/3	8/3	69/93
	24	13/3	10/4	10/3	67/91
	48	13/3	10/4	10/3	66/91
PROD	6	50/64	26/18	19/17	5/1
	12	45/60	27/16	20/18	8/6
	24	43/58	26/17	19/18	12/8
	48	43/58	26/17	19/18	12/8
皮革上色与涂饰					
IP	6	84/90	5/3	8/5	3/2
	12	80/87	8/5	7/5	4/3
	24	78/85	10/7	8/5	5/4
	48	78/85	10/7	8/5	5/4
EMP	6	21/8	8/9	69/82	2/2
	12	23/8	9/10	65/78	4/4
	24	29/8	9/10	58/78	4/4
	48	29/8	10/10	56/78	5/4
HRS	6	19/3	69/89	7/3	6/5
	12	21/5	65/84	8/6	6/6
	24	23/5	61/82	9/6	7/7
	48	24/5	60/81	9/6	7/7
WR	6	8/3	12/1	7/3	72/92
	12	14/4	14/3	8/5	64/88
	24	16/5	16/3	9/5	59/87

续表

预测误差	三角化后的新息冲击				
	k	IP	HRS	EMP	WR
	48	16/5	16/3	9/5	58/87
PROD	6	24/58	36/14	37/26	3/1
	12	33/55	34/17	30/25	4/3
	24	34/54	34/17	28/25	4/4
	48	35/53	34/17	28/25	4/4
所有制造业工厂					
IP	6	94/93	1/2	3/4	2/1
	12	77/86	8/4	8/7	7/3
	24	71/82	12/6	10/9	7/3
	48	70/80	12/6	11/10	7/4
EMP	6	64/59	1/2	33/39	2/0
	12	57/57	9/3	31/39	3/2
	24	54/57	11/4	30/38	5/2
	48	53/56	11/4	31/38	5/2
HRS	6	51/22	38/74	9/4	1/1
	12	47/21	38/71	12/5	2/3
	24	46/22	37/68	14/6	4/4
	48	46/22	37/68	14/6	4/4
WR	6	7/2	5/3	11/1	77/94
	12	7/3	9/3	14/2	70/92
	24	13/14	9/3	15/2	62/91
	48	14/4	9/3	16/2	61/91
PROD	6	22/18	41/47	36/34	2/1
	12	22/18	39/44	34/35	5/3
	24	20/19	39/42	35/36	5/3
	48	21/19	39/42	35/36	5/3

表5—12 所蕴含的关系模式同表5—11 的F—检验所揭示出的关系模式非常相似。例如，在表5—12 中，相对外生的产出变量（IP）很大程度上是“自产生”（self-caused）的，即使是在4 年的预测长度上也是如此（这种趋势在战后似乎比在战前还要显著）。工作小时数和就业量对产出的新息冲击相当敏感，只有战后的皮革行业除外；二者的“持久性”也都非常明显，而且工作小时数的持久性在战后有明显的增加。生产率变量主要是由产出的新息冲击驱动的，特别是在战后时期内（尽管生产率的其他组成部分（就业量和工作小时数）也起了一定作用）。

我们再一次看到，一个最惊人的发现是实际工资和其他变量之间的关系（或者说没有关系）。实际工资的新息冲击实际上似乎对产出、就业量和每周工作小时数没有什么预测力；反过来，除了实际工资本身，没有其他变量能预测实际工资。实际工资同其他变量之间的这种本质的独立性在战后更加显著。

时域分析的最后一个环节是使用估计出的向量自回归去生成脉冲/响应（IR）图。这些图形显示了作为对一个回归变量的（三角化后的）新息冲击的响应，向量自回归中的每个变量随时间变动的运动（还分析了生产率对其他变量的新息冲击的响应）。变量的排序与在上面预测误差分解时的排序一样。由于数据是对数—差分数据，所以我们给出了累积响应图，这使得我们可以根据对数水平来解释数据中的模式。这些图形有助于我们获得对数据中的“典型的”短期模式的定性评价。

行业、变量和样本期间的个数意味着我们需要研究好几百个IR图形。我们只选择对三个有代表性的行业（钢铁、纸以及皮革行业）进行细致的研究。我们仅为读者画出了几个样本IR图（见图5—1 和图5—2）。这些图形显示了在钢铁行业中，对于产出增长的一个标准差的新息冲击，产出、工作小时数、就业量、实际工资以及生产率（的对数值）呈现出的48 个月的响应。图5—1 1a ~ 1d 是战前的，图

5—2 2a ~ 2d 是战后时期的。⑰ 每个图中也画出了产出的路径，以作参考。

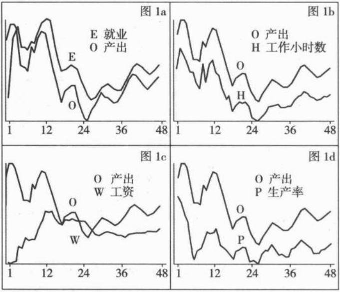


图 5—1　对数水平值（log levels）对产出增长的新息冲击的响应（战前，钢铁行业）

通过对所有 IR 图的分析，我们得到如下结论：

（1）总体而言，脉冲/响应图巩固了从频域分析中所得到的关于周期的特征。例如，第 5.5 节的结论——生产率和产出高度一致，并且超前于经济周期几个月——从 IR 图中可以很清楚地看出来，而且无论是哪个干扰项提供了初始冲击，这种关系都是成立的。类似的，在频域分析中所发现的高度的一致性，以及工作小时数和就业量的超前/滞后模式，几乎完全在脉冲/响应图中得以重现。图 5—1 1a、1b、1d 和图 5—2 2a、2b、2d 就是很好的例子。

⑰ 在本书原文中，图 5—1 和图 5—2 虽然都分成四个子图，但是都没有标出 a，b，c，d 这样的符号。这里每个子图中的符号是我们根据本文 1984 年 6 月的工作底稿（Working Paper No. 1376）加上去的——译者注。

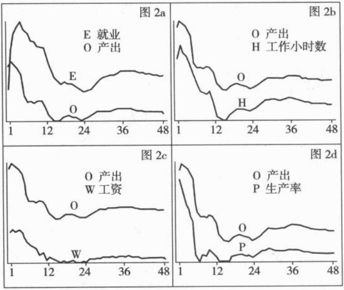


图 5—2　对数水平值对产出增长的新息冲击的响应（战后，钢铁行业）

（2）在频域分析中，我们并没有得出关于实际工资的周期性特征的非常清晰的结论，在时域分析中也是一样。这些图形显示了实际工资的一种行为，即在不同行业不甚稳定，并且对初始冲击的来源也非常敏感，在战前样本中尤其如此。然而，正如在第 5.4 节中一样，工资的变化在战前和战后似乎仍然存在着显著的差异（见图 5—1 1c 和图 5—2 2c）。在战后产出和工资之间存在着明显关系的情况下，IR 图显示出实际工资是近乎（与周期）同步的顺周期变量。在战前数据中，实际工资通常是“半异相”的，或滞后（这是对产出冲击的典型响应，见图 5—1 1c），或超前（当存在就业冲击时）。值得注意的是，工资冲击对系统中其他变量的影响在战前和战后正好相反：战前的工资冲击导致产出和失业下降，而战后样本中的工资冲击却产生了相反的作用。

（3）最后，这些图形表明，给定一个“典型的”冲击，周期波动性在战后下降，这与前文讨论过的几个发现一致。尤其是，在战后

的样本中，产出和实际工资表现出更小的波动（gyrations）。

5.7 四次主要的经济衰退

到目前为止，我们的分析在使用数据方面还是非常“民主的”，我们在计算中给予了每一个样本观测值同样的权重。这与“经济周期是平稳随机过程的实现”这一观点相一致。另有一种观点认为，严重的经济衰退或萧条是“特殊”的事件，它们和样本的“常规”(normal) 部分服从于不同的概率法则。在这种观点的指导下，这一节我们简要地看一下劳动市场变量在四个主要的经济低迷时期（两个在战前，两个在战后）中的变化。

所研究的这四个经济低迷时期分别为：1929 年第 3 季度至 1933 年第 1 季度、1937 年第 2 季度至 1938 年第 2 季度、1973 年第 4 季度至 1975 年第 1 季度以及 1981 年第 3 季度至 1982 年第 4 季度。我们注意到，除了第一个时期外，其他三个时期的时间跨度差不多（高峰和低谷季度来自于 NBER 官方的年表）。对于每一次衰退，表 5—13 都给出了（我们所研究的 7 个劳动市场变量中的）每一个变量在低谷季度中的平均值与前一个高峰季度的平均值之比（数据经过了去趋势和去季节性处理）。这样做是为了粗略度量这些变量在每次主要的经济衰退中的行为（还有一些其他的选择，如建立多阶段的伯恩斯/米切尔“参考周期”或者研究这些经济衰退的所有季度，我们对这两种方法都进行了尝试，但是没有发现更多的信息）。

需要阐明的重要一点是，这些指定的高峰和低谷是以经济总体的变动为基础的，这可能与行业层面的周期不完全一致。然而，很明显，经济总体和行业产出之间是有很强的相关关系的：在表 5—13 中，在所有 38 种情形的（消除了趋势的）产出中，“谷—峰比率”(trough-to-peak ratio) 超过 1 的只有 4 种情况。

表 5—13 中所显示的大多数变量的谷—峰比似乎和我们在前几节中的发现都相去不远。就业量和工作小时数显示出了一贯的强顺周期

表 5—13　所选的四次经济衰退中 7 个变量的谷—峰比

行业	周期	IP	EMP	HRS	PROD	WR	WP	EARN
STEEL	Ⅰ	0.17	0.50	0.56	0.62	0.91	0.84	0.50
	Ⅱ	0.36	0.72	0.65	0.77	0.95	0.92	0.62
	Ⅲ	0.87	0.96	0.95	0.95	1.00	0.81	0.95
	Ⅳ	0.57	0.68	0.96	0.87	0.99	1.05	0.94
AUTOS	Ⅰ	0.18	0.40	0.76	0.58	0.99	0.88	0.75
	Ⅱ	0.36	0.49	0.85	0.86	1.02	0.90	0.87
	Ⅲ	0.60	0.74	0.93	0.88	0.95	0.92	0.88
	Ⅳ	0.96	0.87	1.01	1.10	0.97	0.97	0.97
MEAT	Ⅰ	0.91	0.77	0.95	1.25	0.95	1.50	0.90
	Ⅱ	1.07	0.93	1.03	1.12	0.99	1.12	1.02
	Ⅲ	0.97	0.98	0.99	1.00	1.01	1.17	1.00
	Ⅳ	0.90	0.96	1.00	0.94	0.94	0.94	0.94
PAPER	Ⅰ	0.59	0.74	0.79	1.01	0.99	0.87	0.79
	Ⅱ	0.71	0.87	0.86	0.95	1.06	1.13	0.91
	Ⅲ	0.74	0.88	0.95	0.89	0.96	0.82	0.91
	Ⅳ	0.98	0.95	0.99	1.05	1.02	1.02	1.01
SHOES	Ⅰ	0.79	0.89	0.92	0.96	0.99	0.95	0.91
	Ⅱ	0.82	0.93	0.73	1.20	1.00	1.02	0.73
	Ⅲ	0.81	0.87	0.91	1.03	0.95	0.98	0.86
	Ⅳ	0.87	0.91	0.98	0.97	1.00	1.01	0.98
WOOL	Ⅰ	0.62	0.73	0.88	0.95	0.94	1.23	0.83
	Ⅱ	0.44	0.68	0.80	0.80	1.01	1.21	0.81
	Ⅲ	0.47	0.57	0.71	1.16	0.91	1.23	0.65
	Ⅳ	0.77	0.77	0.82	1.22	0.99	NA	0.82

续表

行业	周期	IP	EMP	HRS	PROD	WR	WP	EARN
LEATH	Ⅰ	0.76	0.80	0.91	1.04	0.98	1.43	0.89
	Ⅱ	0.71	0.79	0.85	1.06	1.03	1.23	0.87
	Ⅲ	1.03	0.99	0.99	1.06	0.95	1.24	0.94
	Ⅳ	0.88	0.90	1.01	0.97	1.02	1.07	1.03
LUMBER	Ⅰ	0.32	0.42	0.74	1.04	0.92	1.13	0.68
	Ⅱ	0.67	0.86	0.87	0.89	1.02	1.22	0.88
	Ⅲ	0.75	0.78	0.94	1.01	0.96	1.21	0.91
	Ⅳ	1.10	0.99	1.02	1.09	1.01	1.06	1.02
ALL MFG	Ⅰ	0.50	0.72	0.79	0.89	0.96	1.01	0.76
	Ⅱ	0.62	0.73	0.81	1.05	0.97	1.04	0.78
	Ⅲ	0.81	0.88	0.96	0.96	0.97	0.88	0.93
	Ⅳ	0.90	0.90	0.99	1.01	0.99	1.02	0.98
COAL	Ⅲ	1.05	1.20	1.01	0.87	0.96	0.68	0.97
	Ⅳ	0.83	0.84	0.91	1.09	1.02	1.02	0.93
ELECT	Ⅲ	0.96	0.98	0.97	1.00	0.96	0.80	0.94
	Ⅳ	0.93	1.00	1.01	0.93	1.02	1.00	1.02
CONST	Ⅲ	0.78	0.87	0.98	0.92	0.94	0.89	0.92
	Ⅳ	0.99	0.93	0.98	1.09	1.00	1.04	0.98

注：用于计算这些比率的变量都已经消除了趋势性、季节性，并且是水平值的季度平均值（非增长率）。高峰和低谷季度来自于 NBER 官方的年表。Ⅰ：1929 年第 3 季度至 1933 年第 1 季度，Ⅱ：1937 年第 2 季度至 1938 年第 2 季度，Ⅲ：1973 年第 4 季度至 1975 年第 1 季度，Ⅳ：1981 年第 3 季度至 1982 年第 4 季度。

性。正如在第 5.4 节中提到的那样，我们在这里又一次看到，作为在经济低谷时减少劳动投入的方法，雇主在战后似乎更依赖于解雇工人，而非缩短工作时间，而在战前，雇主们更倚重于半日工作

(part-time work)。实际工资几乎没有表现出什么系统性的高峰—低谷变化，这表明了实际工资和产出之间存在很低的相干性。产品工资的变化要强于实际工资变化，并且产品工资也显示出了某种反周期的趋势。此外，正如预测的一样，每周实际收入呈现出明显的顺周期性。

令人有点迷惑的是生产率。通常的发现是生产率是顺周期的，这意味着它的谷—峰比应该小于 1，而事实上在产出从波峰下跌到低谷的 34 种情形中，只有大约一半的谷—峰比是小于 1 的。生产率在耐用重工业（钢铁、汽车行业）中是强顺周期的，在其他行业中，当从波峰到低谷时，生产率更可能会上升而非下降。

我们先前的发现——尽管生产率本质上是顺周期的，但它可能会超前于经济周期数月——也许可以部分地解释这些结果。当产出处于波峰时，生产率已经从其最高值降了下来，而当产出位于波谷时，生产率已经开始回升了。戈登（Gordon，1980）曾发现过类似的现象。在非常严重的经济衰退中，厂商的财务压力增加了储藏劳动力或容许低效率工作的成本，这可能使处于低谷的生产率的复苏表现得格外有力。以上这些考虑并不能完全解决这个新的生产率之谜，不过至少可以降低谜惑的程度。

将生产率问题暂置一旁，表 5—13 确实表明主要的经济衰退和不太剧烈的经济波动之间确实存在着性质上的相似性。对于预测者和政策制定者来说，这是令人鼓舞的，因为如果每一次剧烈的波动本质上都是独一无二的，那么他们就不可能完成自己的预测或政策制定任务。

5.8 结论

本文进行的“没有理论的研究”支持了一些现存的关于劳动力市场周期行为的观点，并且揭示了其他的一些事实。我们将最重要的发现总结如下：

（1）顺周期的劳动生产率（SRIRL）似乎存在于每一个行业中，无论是在战前还是战后（据我们所知，本文第一次记录了出现于

1932年之前的顺周期的劳动生产率）。不过，在证实这个标准的实证结果时，我们发现了两个定性结论：第一，生产率是一个超前变量，而非同步变量；第二，在主要的经济衰退中，顺周期的劳动生产率可能不太显著。

（2）每周工作小时数和就业都是强顺周期的。工作小时数领先于产出，而就业滞后于产出。我们找到了新的证据来证明就业是滞后的而非同步的。在其他方面，我们的观测和以前的结果是一样的。

（3）一个新的发现是，作为一种减少劳动投入的方法，厂商在战后更依赖于裁员，而非缩短工作时间。

（4）在经济周期中，实际工资与其他变量的关系很弱，在战后变得更弱。对于“实际工资是否存在任何周期的敏感性”这一问题，从频域分析中得到的答案比从时域分析中得到的答案更为肯定。这两种方法有所差异，可能是由于频域分析屏蔽掉了一些高频干扰，而时域分析则没有，这也使得频域方法可以用于恢复经济周期频率上的关系，而这种关系在时域分析中则没有那么明显。在时域分析中，工资/就业关系中的噪音可以解释为什么盖瑞和凯南（Geary and Kennan，1982）不能否定这两个序列相互独立的假设。

（5）实际工资和周期之间是有关系的，从这个意义上来讲，实际工资在战前和战后的行为似乎存在一定差异。实际工资在战后是顺周期的（实质上是同步的），但在战前却是“半异相”的（通常是滞后的）。以前并没有人注意到实际工资的这一差异，尽管克里默（Creamer，1950）曾发现名义工资在战前的早期是滞后于经济周期的。

（6）产品工资和周期的关系，如果存在的话，也比实际工资同周期的关系更弱，且更不稳定。在两个主要的样本中，每周实际收入都是强顺周期的。

（7）在劳动市场变量的总变异（total variation）中，周期性变异只是一个相对较小的部分。一个类似的发现见伯南克（Bernanke，1983）的著作。战后数据呈现出了更高的稳定性，即更小的总方差和更小的经济周期方差（business cycle variance）。它们也比战前数据

更有持久性，这既可以被解释为与萨克斯（Sachs，1980）的“刚性更大”的发现相一致，又可以被解释为只是反映出（战后的）一个更为稳定的经济。

我们希望这些分析以及其他类似的分析能使我们更好地理解劳动市场的周期性行为。然而我们还要再次强调，这项研究只是对这些现象的结构性建模的补充，而不是替代。

附录

数据来源

战前行业数据来源：

1. 收入、工作小时数和就业数据来自于本尼（Beney，1936）和塞尔（Sayre，1940）的著作，而这些数据又来自于全美工业会议（National Industrial Conference Board，NICB）所进行的从 1920 年至 1947 年的月度数据普查。

样本中的所有行业都至少对一部分职工以计件工资率（piece rates）的形式发放工资（见《劳动月评》（*Monthly Labor Review*）[18] 41［1935 年 9 月］：697 ~700）。我们对此没有作任何修改。

2. 行业生产数据来自于联邦储备委员会。见“行业生产的新联邦储备指数”（New Federal Reserve Index of Industrial Production），《联邦储备公告》（*Federal Reserve Bulletin*）26（1940 年 8 月）：753 ~69，825 ~74。

3. 批发价格指数来自于美国劳动统计局（Bureau of Labor Statistics，BLS）。见美国劳工部（United States Department of Labor）的下列出版物：《劳动统计手册》（*Handbook of Labor Statistics*）（1931 年版本，公告 541；1936 年版本，公告 616；1941 年版本，公告 694）和 1913 至 1927 年的《批发价格》（*Wholesale Prices*）（华盛顿：

---

[18] 也有文献翻译为《月度劳动评论》、《每月劳工评论》等——译者注。

政府印刷局，1929，公告473）。对于汽车行业，我们加入了两个BLS的机动车辆价格序列。这两个序列都不包括1935年的数据；于是我们在汽车价格序列中插入了所有金属产品的价格序列，以涵盖1935年的数据。

4. 消费者价格序列来自于塞尔（Sayre，1948）。

所有的基础数据都没有经过季节调整。战前样本的跨度是从1923年1月至1939年12月。尽管1923年以前的一些数据也有记载，但把样本扩展至更早将会产生两个主要的问题：一些行业的生产数据缺失，并且1923年的NICB调查存在一个6个月的间隔。将数据截至1939年12月是为了避免考虑战时经济的许多特殊之处。

战后行业数据来源：

1. 收入、工作小时数和就业数据来自于《美国就业和收入》（*Employment and Earnings, United States*）（劳动统计局）。

2. 行业1~10的行业生产指数来自于联邦储备委员会（见联邦储备委员会，理事会，《工业生产》（*Industrial Production*），1976。更新来自于《联邦储备公告》，此外，一些未出版的数据序列直接来源于联邦储备委员会）。建筑业的产出指数通过将新建筑的价值（载于《当前商业纵览》（*Survey of Current Business*，*SCB*））除以商务部建筑成本指数（也可从SCB中获得）得到。

3. 批发价格仍然来自于劳动统计局。见《批发价格和价格指数》（*Wholesale Prices and Price Indexes*），1963（劳动统计局公告1513）、《生产者价格指数》（*Producer Price Index*）以及《劳动月评》。

4. 用于计算实际工资的消费者价格序列是劳动局的消费价格指数（所有条目，工薪阶层和文职人员，都经过修正。）

同样，基础数据也未经过季节调整。战后样本的跨度，除了毛织品行业开始于1958年1月之外，其余的都是从1954年至1982年的。1975年之后的毛织品行业以及1958年之前的电力服务业的产出价格数据都不充分（因此产品工资数据也不充分）。

制造业总体数据序列的来源：

1. 对于战前时期，产出由制造业的行业生产指数所度量。就业、

工作小时数和收入的数据都来自于全美工业会议，这与本尼（Beney，1936）和塞尔（Sayre，1940）所报告的一样。这些 NICB 数据序列基于 25 个主要的制造行业；其覆盖面与行业生产指数的覆盖面相似，但并不相同。仅用于构造产品工资变量的制造业产出价格所使用的是劳动统计局的非农业、非燃料商品的批发价格指数。其覆盖面也是和行业生产指数的覆盖面相似，但并不相同的。

2. 对于战后时期，制造业的产出价格仍被用于度量产出。就业、工作小时数和收入的数据都是制造业生产工人的数据；产出价格用的是全体制造商的批发价格指数。这些数据来自于《商业统计》（*Business Statistics*）和《当前商业纵览》（*Survey of Current Business*），并且据我们所知，这些数据是一致的。

平稳性

文中的对数—差分数据序列一般都是平稳的。我们通过研究对数—差分数据的自相关性和偏相关性，并检验是否存在趋势的变动和是否存在对数水平上的高阶趋势项，得到了这个结论。我们很难找到证据表明应该否认平稳性，因为即使有，这种否认也是非常弱的，由于我们统一地对待所有的数据，因此我们决定忽略对于平稳性的否认。

消除高频噪音

大部分序列的谱在较高的频率中表现出相当大的能量。高频噪音（主要是季节性）可能会干扰对商业周期频率上的数据的分析。为了减少这种噪音，我们把每一个对数—差分序列对常数项、季节虚拟变量和（适当地方的）罢工时期的虚拟变量回归（我们并没有把跨行业和横跨两个样本时期的回归合并。另外，似乎也没必要去考虑子样本中回归系数的变化）。这些回归的残差（即从原始数据序列中除去了高频和低频的噪音）用来作为频域分析和时域分析中的基本数据。

频域计算的细节

首先在（0，π）内均匀间隔的区间上对每一个数据序列计算出

其有限傅立叶变换（finite Fourier transforms），然后对这些有限傅立叶变换进行简单平均，即可得到表5—7至表5—10中的各项数据。由于战前和战后的样本容量不同，所以对应于“经济周期”的频率也不同；这样对于每个变量，每次计算我们都要先将周期图（periodogram）的纵坐标数值乘以约7%（即1/12－1/96），然后再求其平均值。

表5—6对于每个变量都给出了累积周期图纵坐标（在12个月和96个月之间）的平方根。这些计算（以及其他表格的计算）将不会受对数—差分数据所作的季节性或罢工调整的影响。

每两个变量之间的样本相干性 $\hat{\rho}$ 和相位 $\hat{\theta}$ 的标准差是通过下述公式计算出来的，这些公式改编自汉南（Hannan，1970，chap. 7）：

$$[SE(\hat{\rho})]^2 = v^{-1/2}(1-\hat{\rho}^2)$$

和 $$[SE(\hat{\theta})]^2 = v^{-1/2}\left(\frac{1-\hat{\rho}^2}{\hat{\rho}^2}\right)^{1/2}$$

其中v是周期图纵坐标（在12～96个月）数字的两倍。由于这些表达式都是由有限傅立叶变换的渐近行为推导出来的，因此得出的置信区间也都是近似的，并且当 $\hat{\rho}$ 接近于0或1时，该置信区间就变得不大可靠了，此外标准差还有助于我们理解估计值的精确度。

表5—8至表5—10中所估计出的超前相位单位是月，它通过把估计出的相位角 $\hat{\theta}$（及其标准差）除以位于所考虑的频带宽度正中间的时期[19]所对应的频率而得到。即对12～96个月、2～12个月、12～24个月和24～96个月的频带宽度所计算出的超前相位，分别对应于长度为54个月、7个月、18个月和60个月的周期。这些周期长度都大于频带宽度的平均频率所对应的长度（例如，对于12～96个月的频带宽度，周期长度大约是：2/（1/12＋1/96）＝21.33个月）。由于相干性和相位角被隐含地假设为在每个频率带内是不变的，因此该区间内任一频率的超前相位都可以通过比例缩放（rescaling）而得

⑲ 在本书原文里，这部分是“…the period in the center off the bandwidth considered.”显然有语法错误，这里根据本文1984年6月的工作底稿（Working Paper No. 1376）的原文“…the period in the center of the bandwidth considered.”译出——译者注。

到。也就是说，为了得到一个“典型的”长 20 个月的周期的超前相位，可以简单地将所报告的 12 ~ 24 个月的频带宽度的超前相位（及其标准差）乘以 20/18。对于表 5—9 中[20]的相位角的等同性检验（tests of equality）并没有使用通过上述“比例缩放”法得到的超前相位；相反，相位角之差的 t 统计量是直接由上文给出的标准差公式构造的（并使用了相位估计值在战前和战后时期的大样本独立性）。

所有的计算都是用 RATS 统计软件包进行的，见多恩和利特曼（Doan and Litterman，1981）的著作。此外，关于频域方法的其他理论性参考文献可参见汉南（Hannan，1970）和安德森（Anderson，1971）。

参考文献

Altonji, Joseph, and Orley Ashenfelter. 1980. Wage movements and the labour market equilibrium hypothesis. *Economica* 47(August):217 – 45.

Anderson, T. W. 1971. *The statistical analysis of time series*. New York: John Wiley.

Ashenfelter, Orley, and David Card. 1982. Time series representations of economic variables and alternative models of the labour market. *Review of Economic Studies* 49(special issue):261 – 82.

Baily, Martin Neil. 1977. On the theory of layoffs and unemployment. *Econometrica* 45(July):1043 – 63.

Ball, R. J. , and E. B. A. St. Cyr. 1966. Short-term employment functions in British manufacturing industry. *Review of Economic Studies* 33(July):179 – 207.

Barro, Robert J. , and Herschel I. Grossman. 1971. A general disequilibrium model of income and employment. *American Economic Review* 61

[20] 在本书原文里，这部分是“The tests of equality of phase angles in table 10. 9 do not use…”显然有误，这里根据本文 1984 年 6 月的工作底稿（Working Paper No. 1376）的原文“The tests of equality of phase angles in table 9 do not use…”译出——译者注。

(March):82 - 93.

Beney, M. Ada. 1936. *Wages, hours, and employment in the United States, 1914 - 1936*. New York: National Industrial Conference Board.

Bernanke, Ben S. 1983. On the sourecs of labor productivity variation in U. S. manufacturing, 1947 - 1980. *Review of Economics and Statistics* 65 (May):214 - 24.

Bernstein, Irving. 1960. *The lean years: A history of the American worker, 1920 - 1933*. Boston: Houghton-Mifflin.

Bodkin, Ronald G. 1969. Real wages and cyclical variations in employment: A reexamination of the evidence. *Canadian Journal of Economics* 2 (August):353 - 74.

Brechling, F. P. R. 1965. The relationship between output and employment in British manufacturing industries. *Review of Economic Studies* 32 (July):187 - 216.

Brechling F. P. R., and P. O. O'Brien. 1967. Short-run employment functions in manufacturing industries: An international comparison. *Review of Economic Stulies* 99(August):277 - 87.

Bry, Gerhard. 1959. The average workweek as an economic indicator. Occasional Paper 69, National Bureau of Economic Research.

Burns, Arthur F., and Wesley C. Mitchell. 1946. *Measuring business cycles*. New York: National Bureau of Economic Research.

Chirinko, Robert. 1980. The real wage over the business cycle. *Review of Economics and Statistics* 62(August):459 - 61.

Clark, Kim B., and Richard B. Freeman. 1980. How elastic is the demand for labor? *Review of Economics and Statistics* 62 (November):509 - 20.

Coen, Robert M., and Bert G. Hickman. 1970. Constrained joint estimation of factor demand and production functions. *Review of Economics and Statistics* 52 (August):287 - 300.

Creamer, Daniel. 1950. Behavior of wage rates during business cycles Occasional Paper 34, National Bureau of Economic Research.

Doan, T. A., and R. B. Litterman. 1981. *RATS user's manual, version 4. 1.* Minneapolis: VAR Econometrics.

Dunlop, John T. 1938. The movement of real and money wage rates. *Economic Journal* 48(September): 413 – 34.

Eckstein, Otto, and Thomas A. Wilson. 1964. Short-run productivity behavior in U. S. manufacturing. *Review of Economics and Statistics* 46 (February): 41 – 54.

Fair, Ray C. 1969. *The short-run demand for workers and hours.* Amsterdam: North-Holland.

Geary, Patrick T., and John Kennan. 1982. The employment-real wage relationship: An international study. *Journal of Political Economy* 90 (August): 854 – 71.

Gordon, Robert J. 1980. The "end-of-expansion" phenomenon in short-run produc-tivity behavior. Working Paper 427, National Bureau of Economic Research.

Granger, C. W. J., and M. Haranaka. 1964. *Spectral analysis of economic time series.* Princeton: Princeton University Press.

Hall, Robert E. 1980. Employment fluctuations and wage rigidity. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 91 – 124.

Hannan, E. J. 1970. *Multiple time series.* New York: John Wiley.

Hause, John C. 1971. Spectral analysis and the detection of lead-lag relations. *American Economic Review* 61(March): 213 – 17.

Hultgren, Thor. 1960. Changes in labor cost during cycles inproduction and business. Occasional Paper 74, National Bureau of Economic Research.

——. 1965. *Costs, prices, and profits: Their cyclical relations.* New York: National Bureau of Economic Research.

Ireland, J. J., and D. J. Smyth. 1967. Short-term employment functions in Australian manufacturing. *Review of Economics and Statistics* 49(November): 537 – 44.

Jerome, Harry. 1934. *Mechanization in industry.* New York: National Bureau

of Economic Research.

Keynes, John Maynard. 1936. *The general theory of employment, interest, and money*. London: Macmillan.

——. 1939. Relative movements of real wages and output. *Economic Journal* 49 (March): 34 – 51.

Kuh, Edwin. 1960. Profits, profit markups, and productivity. Joint Economic Committee Paper 15. Washington, D. C.: Government Printing Office.

——. 1965. Cyclical and secular labor productivity in United States manufacturing. *Review of Economics and Statistics* 97 (February): 1 – 12.

Lucas, Robert E., Jr. 1970. Capacity, overtime, and empirical production functions. *American Economic Review* 60 (May): 23 – 27.

Masters, Stanley H. 1967. The behavior of output per man during recessions: An empirical study of underemployment. *Southern Economic Journal* 33 (January): 388 – 94.

Medoff, James L. 1979. Layoffs and alternatives under trade unions in U. S. manufacturing. *American Economic Review* 69 (June): 380 – 95.

Mitchell, Wesley C. 1951. *What happens during business cycles. Cambridge*, Mass.: Riverside Press.

Moore, Geoffrey H. 1955. Business cycles and the labor market. *Monthly Labor Review* 78 (March): 288 – 92.

Morrison, Catherine J., and Ernst R. Berndt. 1981. Short-run labor productivity in a dynamic model. *Journal of Econometrics* 16 (August): 339 – 65.

Nadiri, M. Ishaq, and Sherwin Rosen. 1973. *A disequilibrium moder of demand for factors of production*. New York: Columbia University Press.

Neftci, Salih N. 1978. A time-series analysis of the real wages – employment relationship. *Journal of Political Economy* 86 (April): 281 – 91.

——. 1979. Lead-lag relations, exogeneity, and prediction of economic time series. *Econometrica* 47 (January): 101 – 13.

Oi, Walter Y. 1962. Labor as a quasi-fixed factor. *Journal of Political*

Economy 70(December):538 – 55.

Okun, Arthur M. 1962. Potential GNP: Its measurement and significance. In *Proceedings of the Business and Economics Section*, 98 – 104. Washington, D. C.: American Statistical Association.

Otani, Ichiro. 1978. Real wages and business cycles revisited. *Review of Economics and Statistics* 60(May):301 – 4.

Pindyck, Robert S., and Julio J. Rotemberg. 1982. Dynamic factor demands and the effects of energy price shocks. Research Paper, Massachusetts Institute of Technology.

Ruggles, Richard. 1940. The relative movements of real and money wage rates. *Quarterly Journal of Economics* 55(November):130 – 49.

Sachs, Jeffrey. 1979. Wages, profits, and macroecomonic adjustment: A comparative study. *Brookings Papers on Economic Activity* 2 (1979): 269 – 319.

——. 1980. The changing cyclical behavior of wages and prices: 1890 – 1976. *American Economic Review* 70(March):78 – 90.

Sachs, Thomas J. 1978. Estimation of dynamic labor demand schedules under rational expectations. *Journal of Political Economy* 86 (December): 1009 – 44.

——. 1979. *Macroeconomic theory*. New York: Academic Press.

Sayre, R. A. 1940. Wages, hours, and employtnent in the United States, 1934 – 1939. *Conference Board Economic Record* 2 10 (March): 115 – 37.

——. 1948. *Consumers' prices*, 1914 – 1948. New York: National Industrial Conference Board.

Shiskin, Julius. 1961. Signals of recession and recovery. Occasional Paper 77, National Bureau of Economic Research.

Sims, Christopher A. 1974. Output and labor input in manufacturing. *Brookings Papers on Economic Activity* 3(1974):695 – 728.

——. 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica* 48 (January):

1 –48.

Slichter, Sumner H. , James J. Healy, and E. Robert Livernash. 1960. *The impact of collective bargaining on management.* Washington, D. C. : Brookings Institution.

Solow, Robert M. 1968. Distribution in the long and short run. *Proceedings of a conference held by the International Economics Association at Palermo*, ed. Jean Marchal and Bernard Ducrois. New York: St. Martin's Press.

——. 1973. Some evidence on the short-run productivity puzzle. *Development and planning: Essays in honour of Paul Rosenstein-Rodan*, ed. Jagdish Bhagwati and Richard Eckaus. *London: Allen and Unwin.*

Solow, Robert M. , and Joseph E. Stiglitz. 1968. Output employment, and wages in the short run. *Quarterly Journal of Economics* 82 (November): 537 –60.

Stock, James H. 1983. Economic models subject to time deformation. Ph. D. diss. , University of California at Berkeley.

Stockman, Alan C. 1983. Aggregation bias and the cyclical behavior of real wages. Research Paper, University of Rochester.

Tarshis, Lorie. 1939. Changes in real and money wages. *Economic Journal* 49(March): 150 –54.

Tatom, John A. 1980. The "problem" of procyclical real wages and productivity. *Journal of Political Economy* 88 (April): 385 –94.

Woytinsky, W. S. 1942. *Three aspects of labor dynamics.* Washington, D. C. : Committee on Social Security-Social Science Research Council.

Zarnowitz, Victor, and Charlotte Boschan. 1975. Cyclical indicators: An evaluation and new leading indexes. *Business Conditions Digest* 15 (May): v –xix.

Zeisel, Joseph S. 1958. The workweek in American industry, 1850 – 1956. *Monthly Labor Review* 81 (January): 23 –29.

第6章

大萧条时期的就业、每周工作时数和收入：对八个制造行业的分析*

地震学家从一次大地震中所受的启发远比从大量小地震中所受的要多。同样道理，如果要研究经济周期对劳动市场的影响，那么20世纪30年代的大萧条是一个很好的机会。除此之外，没有任何时期的产出、劳动投入（labor input）和劳动报酬（labor compensation）① 在短期内曾表现出如此剧烈的变动。

尽管如此，对劳动市场的现代计量分析一般很少使用二战前的数据，但也有一些重要的例外。在假设持续的劳动市场均衡（labor

---

* 经授权重印自《美国经济评论》（*American Economic Review*），vol. 76（March 1986），82－109。

感谢所有研讨会参与者对本文初稿的建议，他们来自斯坦福、麻省理工、哈佛、芝加哥、卡耐基—梅隆、罗切斯特、普林斯顿以及宾夕法尼亚等大学。我的许多同事也提供了很多帮助。经济政策研究中心（the Centre for Economic Policy Research）和胡佛研究所（Hoover Institution）对本文提供了支持。

① 见第5章注解④。

market equilibrium）的论文中，最著名的是罗伯特·卢卡斯与里昂纳多·拉平（Robert Lucas and Leonard Rapping，1969）。在这篇有影响的论文之后，有基本支持卢卡斯—拉平的分析的迈克尔·达比（Michael Darby，1976）和对该方法持批判态度的约瑟夫·阿尔顿基与奥林·阿申费尔特（Joseph Altonji and Orley Ashenfelter，1980）以及阿尔顿基（Altonji，1982）。在考虑到市场非均衡（market disequilibrium）的文献中，应该提及哈维·罗森与理查德·匡特（Harvey Rosen and Richard Quandt，1978）以及阿申费尔特（Ashenfelter，1980）。[②] 但是，公正地说，上述各人的文献中没有一篇是完全研究20世纪30年代的劳动市场的。从这方面来说，它们都至少有两点不足：

第一，所有这些论文都使用了年度数据和高度加总的（highly aggregated）数据。这是因为它们本质上无一是专门研究20世纪30年代的，而只是把战前数据作为更长期数据的一部分。由于没有文献使用1929年前的数据，因此任何关于战前的结论都是基于最多十几个观测做出的。

第二，这些论文在合理解释劳动市场的关键时间序列的变动方面能力有限。譬如，它们没有研究大萧条时期每周工作时间（workweek）[③] 的剧烈波动，而现代研究认为这一现象是大萧条非常重要的一部分。正如我与詹姆斯·鲍威尔（James Powell）即将发表的论文[④]以及我的工作底稿（1985）[⑤] 所证明的，在大萧条期间，（在所研究的制造行业中）每周工作时间的变动对劳动投入（labor input）的总变动的贡献，几乎和就业变动的贡献相当。这与战后的

② 马丁·N. 贝利（Martin N. Baily，1983）曾对20世纪30年代的劳动市场进行过值得注意的讨论，但是没有估计过一个结构性计量经济模型（structural econometric model）。

③ 在本文中，凡是“每周工作时间”都指“workweek”，凡是“每周工作小时数”都指“hours of work”或者“weekly hours”。这两个术语常常具有相同含义，但还请读者注意区分——译者注。

④ 这篇论文就是本书的第5章——译者注。

⑤ 这篇工作底稿（working paper）就是本文在*American Economic Review*发表之前的底稿。为了把底稿和正式发表的论文区分开，这里没有翻译为“工作论文”；并且后面凡是遇到原文中的“my 1985 paper”，就一律翻译成“我1985年的底稿”，而不是“我1985年的论文”——译者注。

情况正好相反，在战后，就业变动是更为重要的因素。在战前，每周工作时间的缩短也惊人地持久：在20世纪20年代后期，钢铁行业每周工作小时数（hours of work）大约为55小时，而在1932年至1939年的任何一年里平均都不到40小时，并且在更长的时期里甚至更少。

比每周工作时间的变化更重要也更令人困惑的也许是实际工资（real wage）的变动。我与鲍威尔合写的文章证明——本文也使用了与其相同的行业数据集——在二战前，实际工资通常是反周期的（countercyclical）。如果用工资率（wage rate）⑥代替平均小时工资（average hourly earning）来衡量实际工资，这种反周期性也同样明显。不仅单个行业如此，整个制造业部门（manufacturing sector）也是如此（Alan Stockman，1983）。在大萧条期间的主要经济周期内（1929—1937），实际工资在高失业下仍然上涨的趋势尤其令人惊诧：实际工资曾在最初的经济低迷期（1930—1931）上涨。虽然1933年、1934年及1937年的失业率分别高达20.9%、16.2%和9.2%（根据达比对斯坦利·勒伯格特（Stanley Lebergott，1964）的图形的修正），实际工资仍然在1933—1934年和1937年急剧上升。相反，我与鲍威尔合写的文章从战后相似的数据中找到一些实际工资顺周期性（procyclicality）的证据。

为什么劳动需求很低⑦时，实际工资会提高？这是任何现存的均衡或非均衡分析都难以解释的。均衡分析方面，卢卡斯与拉平（Lucas and Rapping，1972）在回应阿尔伯特·里斯（Albert Rees，1970）时承认，他们的模型无法解释1933年至二战爆发期间工资与就业之间的关系，但他们声称该模型能够成功地解释1929—1933年的情况。然而，里斯（Rees，1972）反驳道，即使这一比较有限的解释也要求1929—1933年间名义工资和价格下降对劳动供给的负向影响比实际工资稳定上升的正向影响大得多。

---

⑥ 工资率的数据来自丹尼尔·克里默（Daniel Creamer，1950），只能得到前六个行业1931年8月之前的数据。

⑦ 我将始终坚持一个假设（相信大部分经济学家也赞同这个假设），即战前经济周期的主要特点是劳动需求总量的波动，而非劳动供给总量的波动。当然，当劳动供给波动时，实际工资的反周期性并不难解释。

为什么即使实际工资上升，通货紧缩仍能降低劳动供给？卢卡斯—拉平的原创性解释似乎是名义工资和价格下跌提高了工人的通货膨胀预期（假设预期是价格水平的对数的适应性预期），降低了事前实际利率（ex ante real interest rate），从而抑制了当期的劳动供给。卢卡斯（Lucas，1972）对这种通货紧缩效应的另一种解释是，工人把货币工资（money wage）⑧ 的下降错误地当成（局部的?）⑨ 实际工资的下降。不管从定量角度还是从实际情况——1930—1933 年间的事后实际利率是 20 世纪里最高的——来看，第一种解释都难以成立。第二种解释成立的条件是关于工资和价格的信息传播极为缓慢。不管是哪种情况，名义工资和价格下降的冲击似乎都没有大到和持久到可以解释所用数据的程度。⑩

非均衡理论（或凯恩斯主义）对 20 世纪 30 年代（至少是 1930—1933 年）实际工资变动的解释是名义工资“黏性”（stickiness）⑪ 和急剧通货紧缩一起导致了实际工资计划外的上升；较高的实际工资迫使厂商沿着劳动需求曲线上移，从而增加了失业。⑫ 尽管对这一事实的经济学解释尚存争议，但现在我们不能否认货币工资比价格黏性（inertia）更大（从前者出现的高频变动更少这一点来说）。实际上，本文将得出如下结论，即必须认识到名义工资黏性在解释实际工资变动中的作用。然而在我看来，凯恩斯主义解释的困难在于，为了使该模型与现实吻合，必须在多大程度上接受（目前无法解释的）工资刚性（wage rigidity）。例如，罗森与匡特用他们的 1930—1973 年的样本估计出，需要长达 4 年的时间才能消除

⑧ 货币工资也就是名义工资——译者注。
⑨ 原文如此——译者注。
⑩ 达比估计了一个均衡模型，该模型对 20 世纪 30 年代的劳动市场数据的解释能力比卢卡斯拉平的模型好。下文第 6.3 节将对此模型进行讨论和重新解释。
⑪ 在本文的原文中，作者既使用了“stickiness”，又使用了“inertia”（及它们的形容词）来表示“黏性”，但是“inertia”及其形容词出现的次数更多些。我们对此不作区分，一律翻译成“黏性”——译者注。
⑫ 为何与削减工资相比，厂商更偏好裁员呢？凯恩斯理论对此并没有给出非常令人满意的答案，虽然（凯恩斯主义者）在这方面曾经作过一些理论尝试，例如依赖逆向选择（adverse-selection）问题来解释。1933—1939 年间，在失业率高、价格上涨的情况下，实际工资依旧上涨。黏性工资理论也无助于对此进行。

实际工资（actual wage）[13] 与其均衡路径之间最初差异的一半。[14] 假如用相同的模型来估计战前数据，则得到的实际工资（real wage）的调整速度将会更慢（如果不为负的话）。这么慢的调整速度与我们了解的战前大多数劳动市场盛行的制度和惯例是不一致的。[15]

本文对大萧条时期的劳动市场进行新的实证分析，重点是纠正前文提到的两个问题。首先，我不使用加总的年度数据，而是对八个制造行业中的每一个都使用月度数据；并且将样本期向前扩展到 1923 年，这将使每个行业的时间序列观测值增加 200 个以上。这个以前没有使用过的数据集（详见第 6.2 节及附录）蕴涵了丰富的信息。

其次，为了能更好地解释这一时期劳动市场变量的变动，我在本文中抛弃了标准均衡和凯恩斯主义模型，而是采用一种不同的、有些折中的分析方法。我的分析基于一个类似卢卡斯（Lucas，1970）模型。在该模型中，厂商可以改变每个员工在一定时期内工作的时间（集约边际（intensive margin）[16]），以及雇用的员工数目（粗放边际（extensive margin）[17]）。结合其他更常规的因素（包括名义工资对价格变动的较慢但并非极慢的调整），该模型能够合理而成功地解释每周工作时间、实际工资及其他重要变量如就业的变动。这一基本模型可能还具有独立的理论和实证意义（参见 6.1.7 部分）。

需要注意的是，本文关注的是劳动市场，而非整个经济，所给的对劳动市场变量的解释都是“局部的”（partial）——因为它们都把

---

⑬ 有的文献把“actual wage”也译为“实发工资”。在本译本中，除非特别注明，凡是“实际工资”都指“real wage”——译者注。

⑭ 罗森和匡特 1978 年的文章假定实际工资（而非名义工资）是黏性的。在他们 1985 年的著作中，他们在名义工资黏性的假定下，估计了一个复杂的非均衡模型（disequilibrium model），再次发现工资的调整速度非常低。

⑮ 特别的，对战前时期的大多数部门（包括本文研究的制造业）来说，阻止工资对经济冲击进行迅速调整的壁垒比今天少得多。使厂商在工资调整方面（以及在一般的就业关系方面）相对自由的因素包括：从 20 世纪 20 年代早期到后来的新政（New Deal）期间工人运动（labor movement）较少；大规模生产技术的引进导致的平均熟练程度的下降；大量非熟练工人和半熟练工人（unskilled and low-skilled workers）的供给；政府在劳工关系（labor relation）方面的干预较少；对工人权利的本质缺乏社会共识。详见我 1985 年的底稿对此的进一步讨论和其中的参考文献。同时也推荐读者阅读欧文·伯恩斯坦（Irving Bernstein，1960）的优秀著作。

⑯ 集约边际（intensive margin）指一种资源被利用或使用的集约程度（intensity）。例如一个工人工作的努力程度或其投入工作的小时数目——译者注。

⑰ 粗放边际指一种资源被利用或使用的范围（range），例如厂商雇用的员工数目或者参与率（participation rate）——译者注。

行业产出的路径看作是既定的。我们采用局部均衡分析（partial equilibrium approach），因为它在理论和计量上都很简洁。该方法还有一个优点，就是它得到的结果不依赖于对战前总需求波动的具体解释（不过，在此需要解释一下我的观点。我认为正是1930—1933年的货币和金融崩溃使大萧条异常严重。参见我1983年的论文⑱）。

本文结构如下：第6.1节介绍一个简单的劳动市场模型，该模型建立在卢卡斯（1970）的基本思想之上。第6.2节以此模型为出发点，并结合其他一些特征进行实证分析。第6.3节考虑了模型供给方面的一种更动态的设定。

6.1 工人的供求和每周工作小时数：一个模型

本文的分析以卢卡斯（1970）在一篇短文中描述的一个模型为基础。在卢卡斯设定的模型中，最独特的是他假设厂商不仅能改变其雇用的工人（和机器）数目，而且也能改变每一时期工人（和机器）工作的小时数，即“每周工作时间”。在本模型的均衡状态下，总劳动投入的变动可以分解为每周工作时间的变动和就业的变动，分解的方式取决于生产函数的性质和工人的偏好。如前所述，工人每周工作小时数（weekly hours）的大幅波动是大萧条期间劳动市场的重要特征。因此，卢卡斯分析中对每周工作时间的明确决定使其模型（或相关模型）适合在本文中使用。另外，卢卡斯证明了他的模型对（平均）实际工资的周期性变化没有施加任何约束，因此该模型与所观测到的工资反周期变化模式（至少）并不矛盾。下文的分析将表明，那些能提高每周工作时间的周期敏感性（cyclical sensitivity）的条件，可能也会增强实际工资的反周期性。因此，在两个时间序列之间似乎存在着以往未曾察觉的联系。

⑱ 根据本文的参考文献可知，这篇论文就是本书的第2章——译者注。

下面我将秉承卢卡斯的文章的思想，设定一个简单的静态模型。[19] 该模型与其他一些要素一起（包括基本的动态（elementary dynamics）），共同构成下文的估计的基础。

6.1.1 前提（setting）

由于我的数据来自单个的制造行业，为了具体化，我将考虑“初级部门”（primary sector）[20]（制造业部门）的劳动力的供给和需求。我们认为每个初级部门被它自己的“二级部门”（secondary sector）[21] 或其他部门所包围，人们在其中从事农业、贸易或服务工作，或者没有被正式雇用。对初级部门产出的需求被假设比对二级部门产出的需求具有更强的周期敏感性（该假设对大部分制造行业都是合理的），同时还假设各初级部门在某一方面（dimension）——地理上或其他——与其他初级部门相割裂，因此各初级部门的工人不会直接相互竞争（最后这个假设符合20世纪30年代的现实，当时工人在制造行业与二级部门之间流动频繁，但只有少数工人从一个制造业部门转移到另一个制造业部门）。例如参见E·怀特·贝克（E. Wight Bakke，1940，p. 242）。

再次强调，下文所讨论的劳动的供给或需求只是针对初级部门的。周期性不那么明显的二级部门没有明确地包含在模型内。

---

⑲ 需要说明的是，卢卡斯并没有涉及下文的细节，这些细节和他的原文有着根本的差异。雅克·普列斯纳和施莱默·伊扎崎（Yakir Plessner and Shlomo Yitzhaki，1983）也使用了与下文类似的模型。

⑳ 产业的初级部门（primary sector of industry）一般包括把自然资源转换成初级产品（primary products）的部门，该部门的大多数产品被用作其他行业的原材料。该部门主要包括：农业、农业综合厂商（agribusiness），渔业、林业以及所有采矿（mining）和采石业（quarrying industries）。一般把包装、净化或处理该部门生产的原材料的与初级过程联系紧密的下游制造业也看作该部门的一部分，尤其是当原材料不适合销售或难以长途运输的时候。一般而言，一个国家越穷，初级产业就越大——译者注。

㉑ 产业的二级部门（the secondary sector of industry）包括生产完善的可用产品的部门，主要包括：制造业和建筑业。该部门一般用初级部门的产品作为投入品，制造出可供其他厂商出口或者销售给消费者的使用的产品。该部门常常分为轻工业（light industry）和重工业（heavy industry）两种。该部门的行业都消耗大量的能量，用大型工厂和机器把原材料转换成可用的产品，同时产生大量的废料、废热，造成环境污染。其分支主要包括：航空制造、汽车制造、酿酒、化工、服装、电子、能源行业（包括石油、天然气和电力）、工业装备、金属加工、无线电、炼钢、钢铁加工、软件工程、通讯、烟草等——译者注。

6.1.2 供给方面

在该模型中，我不仅要决定总工作小时数，还要决定：①每周工作时间的长短；②雇用的工人数量。因此在供给方面，我既要考虑单个工人延长工作小时数的意愿，还要考虑参与率（participation rate）对初级部门可得回报（returns）的敏感度。首先分析单个工人 i 供给的工作小时数。我将借助一个描述单个工人在不同工作小时数下对应的保留收入水平（reservation level of earnings）的函数，来间接地刻画个人的工作小时供给曲线（这与卢卡斯 1970 年构建的工资计划 w（s）类似）。令 E_{it} 为工人 i 在第 t 期内的名义收入（nominal earnings），H_{it} 为工人 i 在第 t 期内工作的小时数，而 θ_{it} 为工人 i 在第 t 期内知道的一组未设定的外生指标（exogenous indicators）。令 COL_t 为第 t 期的生活费用（cost of living），并假设目前该变量为公开信息。现在定义收入函数（earnings function）

$$E_{it}\ (H_{it},\ COL_t,\ \theta_{it}) \tag{1}$$

为在给定生活费用 COL_t 和外生指标 θ_{it} 下，诱使工人 i 在第 t 期内（在初级部门）工作 H_{it} 小时所需的最低（名义）收入。

我首先介绍收入函数是为了强调它是个非常一般的定义，即它对关于工人偏好和环境的几乎任何假设都有良好定义。然而，为了推导出一个具体的、特别简单的情形下的收入函数，还要作一些约束性的假定。首先假定工人具有在时间上可分（temporally separable）的效用函数，期内效用（within-period utility）是

$$U_i = U_i\ (C_{it},\ \bar{H} - H_{it}) \tag{2}$$

其中 C 是消费，$\bar{H} - H$ 即总时间与工作小时数之差，即闲暇。同时假设工人不能进行借贷，而只能消费当期收入（$C_{it} = E_{it}/COL_t$）。根据这两个假设，可以排除工人进行消费和闲暇的跨期替代的复杂情况（见第 6.3 节）。最后，假设工人有一个保留效用水平（reservation level of utility）U_{it}^*，他可以从二级部门或其他部门得到这一效用（这里，U_{it}^* 是影响工人的劳动供给的数值，即 $\theta_{it} = U_{it}^*$）。这种情况下，可以逐期构造出收入函数，当 $H_{it} > 0$ 时，把它定义为

$$U_i\left(E_{it}\left(H_{it},\ COL_t,\ U_{it}^*\right)/COL_t,\ \overline{H}-H_{it}\right)=U_{it}^* \tag{3}$$

否则 $E_{it}=0$。也就是说收入函数是（E，H）空间内的一条无差异曲线。假设效用函数具有正常的曲率，则（3）式意味着收入函数是工作小时数的凸增函数，是保留效用水平的增函数（见图 6—1）。

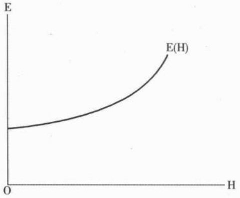


图 6—1　收入函数

（3）式定义的收入函数具有一个重要的性质，即在零点不连续，即工作 0 小时无需任何报酬，但是当工作小时数从右边趋近于 0 时，收入函数为正。这一性质背后所隐含的假设是，在初级部门工作小时数为正的工人必须完全离开二级部门，即不允许兼职（moonlighting）。尽管在工作小时数为零处存在跳跃对导出实际工资的反周期性非常重要，但应该强调，不允许兼职的假定对我们来说太强了。在允许兼职时，由于工人可以利用工作之外的时间，因此对于较小的 H，收入将比（3）式隐含的值小；然而，只要在不同工作之间奔波存在任何固定成本，或者只要有去上班的成本（a cost of going to work），则收入函数在零点就会不连续。

现在考虑劳动供给的第二个组成成分：单个工人的供给（即初级部门的参与率（participation rate））。在模型中，我把初级部门的劳动供给作为本部门提供的效用水平的增函数。只要如下思考即可理解这一点：假设工人具有相同的生产率和效用函数，但是他们在二级部门找到工作的机会（或者影响保留效用的其他因素，例如对初级部

门工作类型的厌恶程度）各不相同。具体的，令

$$U_{it}^{*} = \gamma_t \Omega_i \quad (4)$$

其中 γ_t 是个纯粹依赖时间的（time-dependent）标量，Ω_i 是因个体而异（individual-specific）的常数。Ω_i 在总体（population）中的分布函数是 G（Ω_i）CG（O）=0，G（∞）=$\bar{N}$，其中 $\bar{N}$ 是潜在工人的总数，假设单个工人的保留效用是私人信息，因此必须对所有工人一视同仁。[22] 那么，如果初级部门想雇用 N 个工人，它需要为每个工人提供至少 $\gamma_i G^{-1}$（N）的效用水平。也就是说，第 t 期工人的供给曲线 N_t^s（U_t^*，γ_t）可以定义为

$$N_t^s (U_t^*, \gamma_t) = G (U_t^* / \gamma_t) \quad (5)$$

初级部门在第 t 期雇用 N 个工人并让每人工作 H 小时的总成本可以写作

$$NE (H, COL_t, \gamma_t G^{-1} (N)) \quad (6)$$

现在可以看出，每个工人的收入 E 除了依赖于工作小时数 H 和生活费用 COL 外，还同初级部门的就业总量 N 和选择机会指数（index of alternative opportunities）γ 正相关。[23]

6.1.3 需求方面

现在来考察初级部门中的代表性厂商 j 的行为。假设厂商产出的价格给定不变，[24] 这样要计算厂商对劳动的引致需求（derived demand），只需设定生产函数即可。

假设就业量和每个工人的工作小时数以乘积的形式进入生产函数的通常设定，如：

---

[22] 如安德鲁·韦斯（Andrew Weiss，1980）所述，由于工人具有相同的效用函数和生产率，厂商没有机会在工人中引入自选择（self-selection）。

[23] 劳动力总成本的表达式（6）假设初级部门的厂商向工人支付的工资恰好使边际工人在初级部门和二级部门之间无差异。"效率工资假说"（efficiency wage hypothesis）提出了另外一个假设（例如见珍妮特·耶林（Janet Yellen），1984），它假设厂商通过支付高于最低必需收入（minimum required earning）的报酬来避免持续监督雇员而带来的成本（从而给雇用的工人一个剩余），然后解雇在随机"抽查"（spot-checks）中抓到的怠工工人。这个假设能很容易融入本文的分析框架中去，它具有一个优势，即能够解释为什么职业介绍所门口排着长队，而雇员极不情愿离开其工作等现象。

[24] 即假设厂商在产出市场中是竞争性的。我承认，对我所研究的某些行业来说，这个假设并不好。见下文关于模型模拟的讨论。

$$Q_{jt}=F(L_{jt}, \chi_{jt}) \tag{7}$$

其中 Q_{jt} 是厂商 j 在第 t 期的产出，L_{jt} 是总人—时（total worker-hours），即 $L_{jt}=N_{jt}H_{jt}$，其中 N_{jt}是厂商雇用的人员数量，H_{jt}是每人每周工作时间。χ_{jt}是一个非劳动投入向量。然而，正如马丁·费尔德斯坦（Martin Feldstein，1967）和舍温·罗森（Sherwin Rosen，1968）指出的，假设就业和工作小时数以乘积形式进入生产函数未必恰当。例如，把每周工作时间延长一定比例对产出的影响与按同样比例增加工人数量对产出的影响可能不同。[25] 因为我在此重点关注工作小时数和工人数量之间的区别，所以遵循费尔德斯坦的做法，把生产函数设定为

$$Q_{jt}=F(N_{jt}, H_{jt}, \chi_{jt}) \tag{8}$$

如果（因为技术的原因）假设厂商 j 的每个工人工作时间长度相同，则（8）式比（7）式更为一般化。

厂商 j 的利润最大化问题可以写为

$$\max_{(N,H,\chi)} pF(N_j, H_j, \chi_j)-N_jE(H_j, COL, U^*)-r(\chi_j) \tag{9}$$

其中，p 是产出价格（output price），$r(\chi_j)$ 是 χ_j 的成本，时间下标被省略了。边际工人（marginal worker）的保留效用 U^* 依赖于部门的就业量 N，而不是厂商 j 的雇用量 N_j，并且它是厂商 j 的参数。稍后我们将讨论 U^* 的确定方法。

相应的一阶条件是

$$pF_N=E \tag{10}$$

$$pF_H=N_jE_H \tag{11}$$

其中大写的下标表示对因厂商而异的变量（firm-specific variables）的导数，并且符号被进一步缩写了。等式（10）的意思是厂商应该雇用更多的工人，直到它每周的边际收益产品（marginal revenue product）恰好等于每周收入（weekly earnings）。等式（11）的意思是：厂商延长每周工作时间 H_j 的边际利益（marginal benefit）

㉕ 延长每周工作时间可能会导致回报递减，因为工作时间太长会增加工人的疲劳程度。增加雇员数量不会增加工人疲劳程度，但是一般会降低资本劳动比率（capital labor ratio）。参见费尔德斯坦（Feldstein）的进一步讨论。

应该等于边际成本（marginal cost），而边际成本等于雇用工人的数量乘以使工人延长工作时间所需支付的报酬增量。

对于二阶条件，我在1985年的底稿中有明确陈述。这里假设二阶条件成立。

把员工数量和工作时间的变动看作两种不同的投入，使我们得以明确地分析厂商的偏好，例如，在需求下降时，用裁员（layoff）而不是工作分享（work sharing）㉖ 的方式来削减劳动投入。例如采用标准方法可以证明，在一个合理的附加假设下，厂商的雇用量和每周工作时间将正向地取决于其产出价格，有关的弹性与生产函数和收入函数的形状有关（参见我1985年的底稿，第13页）。因此我们可以预期，在面对需求下滑时，厂商的反应是裁员和采用工作分享，这正是他们在大萧条中的做法。㉗ 类似的，（在同样的辅助假设下）可以证明，随着保留效用水平 U^* 的上升，厂商对工人数目和每个工人工作时间的需求将降低（参见我1985年的底稿，第13～14页）。

6.1.4 部门均衡

现在我们能够很容易地确定初级部门的均衡就业水平和工作时间。已经证明，当在初级部门能够得到的效用水平为 U^* 时，劳动力的供给增加而需求却减小。如果初级部门中有n个厂商，保留效用的均衡水平记为 U^{**}，则 U^{**} 满足

$$N_t^S(U^{**},\gamma_t) = \sum_{j=1}^{n} N_{jt}^d(U_t^{**},p_t) \tag{12}$$

该效用水平恰好使边际工人在二级部门和初级部门工作无差别；超边际工人（inframarginal workers）在均衡时获得剩余（surplus）。

给定 U^{**}、p 和诸 N_j，我们可以认为厂商根据（11）式来选择工作时间 H_j（当然，严格地说，所有变量都是同时确定的），这表现在图6—2中，该图表明，厂商将选择每单位资本总收入曲线（即 pF/

㉖ 见第5章注解⑬——译者注。
㉗ 这种对单期的（single-period）裁员和工作分享决策的合理解释，忽略了一个重要的动态因素，即劳动力（work force）调整和工作时间变动的差量成本（differential cost），这将融入下文的实证模型中。

N_j，写作 H_j 的函数）与收入函数平行时的 H_j^* 水平。由于收入函数是一无差异曲线，工人不在乎厂商选择的每周工作时间是多长，行业中的不同厂商（如果它们有不同的生产函数）在均衡点上可能有不同的每周工作时间。的确，因为"工资"只是每小时平均收入，而收入函数不是穿过原点的射线（已知收入函数在零点不连续），采用不同工作时间的厂商在均衡时支付的工资也会不同。这个结论可能和传统模型不一致，但在这里不会引起任何问题。工人对工作进行比较时关注的不是工资，而是可获得的总效用水平（综合收入和每周工作时间）。

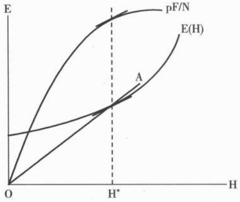


图 6—2　H* 的确定

尽管工人对厂商选择收入函数上的哪一点不关心，但是图 6—2 蕴含着一个值得注意的现象。注意在这种情况下，从原点出发的与收入函数交于 H_j^* 点的射线 OA 从下面穿过收入函数曲线。这说明了在均衡工作时间水平上，平均工资（E/H）超过边际工资（E_H）的可能性。因此，在平均工资水平下工人会乐意工作更长时间。"抑制"他们不这样做的，并不是任何市场失灵（market failure）或不均衡，而是边际工资和平均工资之间的差异。

6.1.5　反周期的实际工资

在这样的机制下，产生反周期的实际（平均）工资就是显而易

见的了。由于假设初级部门是周期敏感的，因此总需求下降将引起初级部门产出的相对价格下跌。不失一般性，假设当产出价格 p 下降时，生活费用 COL 保持不变。

如果 N_j 和 H_j 是正常投入品（normal input），则厂商（和行业）对二者的使用量将随需求的下降而下降。现在我们姑且忽略 N_j 的下降，而只考虑 H_j 下降的影响。

工作小时数的减少表现为沿着收入函数向左移动（与图 6—1 相比）。对工作小时数的需求的减少无疑会降低边际工资 E_H。然而，工作小时数减少对平均工资的影响却是模棱两可的（由于 COL 固定不变，因此对平均实际工资的影响也不确定）。平均工资在工作小时数减少时上升的必要条件是收入对工作小时数的弹性小于 1。该条件有可能得到满足，例如，当 U^* 不接近 0，并且劳动的边际负效用没有快速增加（即收入函数接近线性且截距为正）时，则该条件就得到满足。可以预见，实证结果一般的确会证实该弹性小于 1。

反周期的实际工资背后隐藏的“故事”可以直观地描述如下。行业需求的下降导致雇主缩短每周工作时间。工人将从缩短的工作时间中受益，但是不喜欢由此引起的每周收入下降。厂商随着每周工作时间的缩短而削减周薪的速度，取决于工人的偏好和保留效用。特别是在工作和收入水平较低时，消费相对于休闲具有更高的价值，雇主不可能在满足保留效用约束的前提下，像削减工作时间那样快地削减周薪。因此，即使劳动需求和每周工作时间下降，工资（即每小时收入）也可能会上升。

正如卡罗尔·道格惕等人（Carroll Daugherty et al.，1937）所描述的，钢铁行业为这些观点提供了例证。在 20 世纪 30 年代，该行业的每周工作时间急剧下降。发生这种现象有两方面原因：一方面，厂商发现通过让某些设备只在部分时间开工来降低产量非常有效，另一方面，厂商希望能够维持劳动力队伍的相对完整性，因此采用“交错工作”或“延伸工作”计划（staggered or spread-work schedules），在这些计划下许多工人一周只工作几天（pp. 163 - 65）。对大部分工人来说，工作时间缩短带来的问题是获得的收入只能满足基本生活需

求。据估计，在1932—1933年间，钢铁工人平均（更不用说最低收入者了）每周的收入比四口之家达到“最基本的健康和舒适”的标准所必需的收入的一半还低（pp. 155－57）。并且，“在钢铁工人居住的大部分社区，工人没有机会赚取外快”（p. 167）。厂商肯定意识到，随着每周工作时间缩短，他们削减工人总收入的空间是有限的，因为如果工人在工业城镇（mill town）得不到维持其生存所需要的收入水平，就会被迫迁移到其他地方。因此，随着每周工作时间的缩短，钢铁行业的实际小时工资提高了，或者下降的幅度相对很小。

上述讨论强调了在其他条件不变时，每周工作时间的缩短可能趋向于提高实际工资。工作时间缩短的这种效应会在一定程度上被抵消，因为对行业产出的需求降低也会引起初级部门就业量N的减小。和任何由经济普遍低迷导致的二级部门就业机会减少一样，对雇员的需求减少会降低保留效用的均衡水平U^{**}。U^{**}较低表现为收入函数向下移动，这意味着对于给定的H，平均工资会降低。需求下降对平均工资的净效应将取决于各种影响的相对强弱。一般来说，正如卢卡斯（Lucas，1970）指出的，工资的周期性行为将不会受到约束。

这一分析有一个值得注意的含义：如果一个经济体越依赖于采用缩短每周工作时间（而不是减少就业量）来削减劳动投入，那么它越有可能产生反周期的实际工资。在我和鲍威尔合著的论文里，我们使用与本文相同的数据，再加上战后相应的数据集，验证了在大萧条时代，制造行业确实比战后相应行业更依赖于每周工作时间的变动，并且工资也比战后表现出更强的反周期性。

6.1.6 熟手和生手（skilled and unskilled workers）[28]

到目前为止，我一直假设工人在生产过程中都是相同的，但从经验来看，在整个经济周期中，混合技能（skill mix）的不断变化具有一定重要性。现在来简单地考虑这个问题。

假如存在两类工人，即熟手和生手。假定他们在二级部门的就业

[28] 或译为“熟练工人和非熟练工人”——译者注。

机会存在着系统性的差异，或者说，他们的数量不同，供给函数也不同。对一个给定的时期，我们可以写出两个类似（5）式的供给函数：$N_1^s(U_1^*, \gamma_1) = G_1(U_1^*/\gamma_1)$ 和 $N_2^s(U_2^*, \gamma_2) = G_2(U_2^*/\gamma_2)$，其中下标1和2分别表示熟手和生手，时间和厂商的下标被省略。这两类工人相应的收入函数为 $E_i(H_i, U_i^*)$，其中 $U_i^* = \gamma_i G_i^{-1}(N_i)$，$i=1, 2$。通常情况下，如果 $H_1 = H_2$，我们预期只观测到使 $E_1 > E_2$ 的 N_i，亦即熟手的收入比生手高。

从需求的角度来看，假定必须按照某个固定比例使用熟手和生手，但当每周工作时间（作为生产规模的一个代理变量）延长时，熟手与生手的数量之比下降（参见罗森（Rosen）的文章及其参考文献里支持该假设的论据）。特别的，假设一个厂商每周开工H个小时，那么他的工人中必须有 $g_1(H)$ 部分为熟手、$g_2(H)$ 部分为生手，其中 $g_1 + g_2 = 1$，且 $g_1(H)$ 是H的减函数。厂商的生产函数仍然可以写为（8）式。此外，假设熟手和生手必须工作相同时间，那么就可以把厂商的平均收入函数写作

$$\bar{E}(H, COL, U_1^*, U_2^*) = \sum_{i=1}^{2} g_i(H) E_i(H, COL, U_i^*) \qquad (13)$$

和前面一样，U_i^* 取决于部门的总就业水平，是厂商的参数。

以上假设是为了问题简化而作出的。在这些假设下，厂商的最优化问题并没有因模型扩展至熟手和生手而变得复杂。厂商确定其最优工作小时数和总雇佣水平的方式和前文1.3部分中完全相同，只不过用（13）式定义的平均收入函数 $\bar{E}$ 代替了1.3部分中简单的收入函数E。把比例 $g_1(H^*)$ 和 $g_2(H^*)$ 代入厂商总雇佣量的最优水平中，就可以求得在熟手和生手之间分配就业量的方法。

本部分显得有些离题，这是为了突出混合技能的变化对通过经验观察到的平均收入函数 $\bar{E}$ 的性质的影响。例如，对于 $H>0$，为具有相同效用和生产率的工人定义的收入函数 E_1 和 E_2 必须是工作小时数H的递增凸函数。然而，由于在劳动力中，低技术水平（low-skilled）和低收入的工人所占的比例顺周期地变动，平均收入函数 $\bar{E}$ 会比单独的 E_1 和 E_2 更平坦，且具有更小的弹性。这有两条含义：第一，经

验观察到的平均收入函数可能不是工作小时数的凸函数。[29] 第二，正如前文所证明的，收入函数弹性越低，越有可能观测到反周期的实际工资。因此，混合技能的周期性可能有助于解决工资之谜。

6.1.7 标准分析方法的应用

对于使用标准劳动市场模型——这种模型把总人—时数（worker-hours）的供给和需求简单地写成实际工资的函数——的人来说，本节前几部分所提出的模型看上去可能有些古怪。不过，我相信这个模型比标准方法更能正确地刻画总体劳动市场。标准模型的问题在于：（与该模型的主要前提相反）工人实际上通常不能随实际工资的变化连续地改变其劳动供给；相反，他们必须在总报酬（total compensation）、工作小时数以及雇主提供的其他工作特质（job attributes）组成的“组合”（packages）中进行选择。正如上文隐含的，这种在社会中占主流的安排的经济原因是总是有经济或不经济的将人—时“捆绑”在一起。[30] 对工人来说，为 8 名不同的雇主各工作一小时，与为一名雇主工作 8 小时是不同的。同样，对雇主来说，8 名工人每人工作一小时和一名工人工作 8 小时也是不同的。只要捆绑人—时的经济或不经济存在，标准模型就不可能完全正确。

不恰当地运用标准模型会引起误解。比如，卢卡斯—拉平的跨期替代分析（intertemporal substitution approach）的支持者和反对者之间的争论，就集中在实际工资的时间序列性质上（例如见阿尔顿基和阿申费尔特（Altonji and Ashenfelter））。然而，如果本文所使用的方法是正确的，标准模型是错误的，那么实际工资的变动在很大程度上与那个争论没有关系。

另一个例子是关于劳动供给弹性（labor supply elasticity）的估

---

[29] 需要指出，收入函数的凸性假设对二阶条件的成立来说是不必要的。下文估计的收入函数是对数线性的，即收入是工作小时数的凹函数：从实证来看，这种函数形式的效果似乎最佳。

[30] 这里“捆绑”的意思是把总人—时数作为一个变量放在标准模型里，参见式（7）及那里的说明。作者认为这样做通常会产生经济和不经济，因此本文采用了式（8）那样的生产函数，把厂商的雇佣量和每位工人工作时间分别作为自变量放进生产函数——译者注。

计。假如工人具有完全相同的效用函数，如下：

$$U = (E_t/COL_t) - \varphi H_t \tag{14}$$

即消费（等于实际收入）的边际效用和工作小时数的边际负效用都是常数。这些工人的劳动供给弹性（从传统意义上来说）是无穷大的。但是使用加总数据（aggregate data）和标准模型的研究者会发现什么呢？假设本文的模型实际上是正确的，并且保留效用 U_{it}^* 在总体中的分布如上文1.2部分假设的那样，那么容易证明实际工资总额 w_t 为：

$$w_t = (\gamma_t G^{-1}(N_t)/H_t) + \varphi \tag{15}$$

注意 $\partial w/\partial N>0$，$\partial w/\partial H<0$。因此，观测到的人—时和工资之间的关系取决于N或H哪个更容易变动。假设一种极端情况，即把每周工作时间从法规上加以固定，[31] 则计量经济学家把总人—时对工资进行回归会得到一个正的弹性（尽管不是无穷大），这是由于人—时的所有变动都可以归因于就业的变动。另一种极端情况是，假设每周工作时间变动而就业不变，则估计得到的总劳动供给曲线会向后弯曲（backward bending）。计量经济学家还会关心其估计在时间上的“不稳定性”（instability），以及这些估计与从微观层面的面板数据（micro-level panel data）中得到的劳动供给弹性缺少联系。然而问题并不在于数据问题或识别问题，而在于使用了错误的模型。

6.2 实证应用

本节首先简要描述本研究使用的数据，然后设定一个实证模型，并报出对8个制造行业的估计结果。被估计的模型密切地基于上一节的分析，但也考虑了其他一些重要因素。

6.2.1 数据

为本研究构建的数据集包括8个制造行业，采用每个行业下列变量的月度数据：①产值；②产出的（批发）价格；③就业人数（雇

---

[31] 即每周工作时间不变，只有厂商的雇佣量，即就业量变动——译者注。

工）；④（每个雇工）每周工作小时数；⑤（雇工）的平均小时工资。样本期从 1923 年 1 月到 1939 年 12 月。之所以将 20 年代的数据包含在内，是为了包含一个“正常”（normalcy）时期，以便从更广泛的背景上研究大萧条。遗憾的是，我们无法把样本向前拓展以涵盖更早的数据（详见附录）。

样本涉及的 8 个行业及其相对重要程度见表 6—1。这些行业在产品类型（主要有耐用品、非耐用品和半耐用品）、市场结构、发展阶段、地理位置、劳动力的技能构成（skill composition）和人口统计特征等方面各不相同。这些行业不是随意选取的，而是包括了凡是我能找到的最完整、最一致的数据序列的行业。尤其是，由于我想使用每周工作小时数的序列，因此不得不将样本范围局限于全美工业会议（National Industrial Conference Board，NICB）自 20 世纪 20 年代早期开始定期调查的那些行业上。美国劳工统计局（Bureau of Labor Statistics，BLS）调查的行业虽然更广泛，但是它直到 1932 年才开始收集工作小时数的数据。另外，因为我需要用产出的物理数量（例如钢铁的吨数）来衡量的工业产量序列，而不是用投入品来衡量的工业产量序列，因此有些候选行业未被采用。[32]

关于数据的其他讨论见附录。另外也可参阅我和鲍威尔的论文，以及本文 1985 年的底稿。

6.2.2 供给方面的设定

本模型的供给方面用每个初级部门（制造业）面临的收入函数来概括，如（6）式所示。已经证明，一个行业中雇工的平均每周名义收入（average weekly nominal earnings）取决于以下四个要素：

（1）该行业的每周工作时间 H（现在假定所有厂商的 H 一样）；

（2）行业就业人数 N；

（3）影响工人保留效用的因素 γ；

（4）生活费用 COL。

㉜ 行业总产量指数（aggregate industrial production indices）被基于投入计算出的产出数据严重“污染”了，因此我只在行业层次上进行估计，而不对整个制造业进行估计。

表6—1　　数据集中包括的行业

行业（缩写）	雇工[a]		附加值（Value-Added）[b]	
	千　人	占制造业的百分比	百万美元	占制造业的百分比
1. 钢铁（IRON）	419.60	5.02	1 622.80	5.40
2. 汽车（AUTOs）	226.10	2.70	1 315.00	4.37
3. 肉类加工（MEAT）	122.50	1.46	460.50	1.53
4. 造纸（PAPER）	128.00	1.53	482.80	1.61
5. 鞋业（SHOES）	205.60	2.46	450.90	1.50
6. 纺织（WOOL）	179.60	2.15	414.80	1.38
7. 皮革（LEATH）	49.90	0.60	143.70	0.48
8. 木材加工（LUMBER）[c]	509.20	6.09	1 088.50	3.62
合计	1 840.50	22.01	5 979.00	19.89

注：a. 1929年的雇工的数量，以及行业的雇工占制造业总量的百分比；来自所罗门·法布里坎特（Solomon Fabricant，1942，附录B）。

b. 1929年的附加值（以百万美元计），以及行业的附加值占制造业总量的百分比；来自法布里坎特（1940，附录C）。

c. 不包括家具。

每个行业的工作小时数和就业人数，以及整个经济的一般生活费用都是通过直接观察得来的。最大的难题是确定工人保留效用的月度决定因素，我认为有两个：政府救济（government relief）的水平和工人运动的力量。我构建了两个（月度）变量来衡量这些因素，分别是EMERGWORK和UNIONPOWER（估计中用到的所有变量见表6—2）。EMERGWORK是联邦政府雇用的“应急人员”（emergency

worker)[33] 的数目的对数，其中包括所有主要以工代赈（work relief)[34] 项目中雇用的工人。UNIONPOWER 用来刻画“罗斯福新政”后工人运动的复苏，把该变量在 1935 年 5 月——《瓦格纳法》（Wagner Act)[35] 通过的那个月——以前的值都设为 0（如前所述，从样本期开始至 1935 年，工人运动的力量极其弱小）。从 1935 年 5 月开始，将 UNIONPOWER 的值设为（整个经济中）由于罢工而损失的累计人日（man-days）数。[36] 这里的思想是，罢工实际上是对工会信誉这一资本品（capital goods）的投资，这种投资会反过来影响工人能够要求的收入水平（事实上，这一期间的罢工活动，与所达成的大多数新的工会认可（union recognitions)[37] 和合同密切相关）。

表 6—2　　　　估计中使用的变量的定义

变　量	定　义
COL	生活费用指数
EARN	每个雇工的每周名义收入
EARN	每周名义收入减去截距，见（17）式
EMERGWORK	罗斯福新政中雇用的“应急人员”
EMP	雇工的就业量
EMPLF	经过用全国总劳动力正规化（normalized）的行业雇主就业量，即 EMP-LABORFORCE
HCOST	每周工作小时数 HRS 的边际成本，见（24）式

㉝ “应急人员”指特定情况下可以候补到工作岗位上的工人——译者注。

㉞ 以工代赈指政府为有工作能力却欠缺工作技能的低收入者提供临时性的工作机会，以使其可以获得收入。美国在 1933 年成立了“工作进步总署”（Works Progress Administration），它通过以工代赈的方法，由联邦政府在 1933 年至 1943 年期间共出资 110 亿美元，在公共工程领域提供了 800 万个工作机会——译者注。

㉟ 《瓦格纳法》即 1935 年通过的《全国劳工关系法》（National Labor Relations Act），它赋予工人加入工会和通过工会代表进行集体谈判的权利。该法还设立了全国劳工关系委员会（National Labor Relations Board，NLRB）以惩罚雇主在劳工问题上的不公正做法，并在工人打算建立工会时组织选举。如果雇主因雇员参加工会活动而解雇了他们，NLRB 可迫使雇主补偿工资。该法 1947 年被《塔夫脱—哈特莱法》（Taft-Hartley Act）所修正——译者注。

㊱ 使用整个经济环境（economywide）的数据而非行业数据的主要原因是缺乏数据。然而可以证明，个别行业中工会的成功对没有直接卷入工会运动的行业有“溢出”效应（spillover effect）。参见下文注释 53。

㊲ 也翻译为“工会承认”——译者注。

续表

变量	定义
HRS	每个雇工每周工作小时数
INTERCEPT	收入函数的截距，见（17）式
LABORFORCE	总劳动力（来自勒伯格特（Lebergott）），通过插值得到
NRA	美国《国家复兴法》（National Recovery Act）㊳ 的虚拟变量
P	行业产出价格
PAY	每周名义收入除以产出价格
Q	实际产量（没有消除季节性）
QSEAS	实际产量的纯粹季节性成分㊴
Q-QSEAS	消除季节性之后的实际产量
t	时间
UNIONPOWER	因罢工而损失的累计人日；1935 年 5 月为累计的起始日，因此为 0

注：除了 COL、EMERGWORK、LABORFORCE、NRA、t 和 UNIONPOWER 外的所有变量，对于 8 个行业中的每一个行业都分别定义。除了 NRA、INTERCEPT、t 和 UNIONPOWER 外，其他变量均为对数形式。

我估计的基本收入函数的形式是：

$$EARN_t = \alpha_0 + \alpha_H HRS_t + \alpha_E EMPLF_t + \alpha_W EMERGWORK_t + \alpha_U UNIONPOWER_t +$$

㊳ 该法案的正式名字是《国家工业复兴法》（National Industrial Recovery Act, NIRA），1933 年6月16 日通过。它是罗斯福新政的一部分，目的在于通过商业的自行调节，减少生产过剩、提高工资和价格、缩短工时、增加就业机会，从而刺激美国经济从大萧条中复兴。它授权总统拟定一些为工业部门自愿接受但可通过执照制度执行的公平竞争的法规。为此成立国家复兴总署（National Recovery Administration, NRA），领导几千种适于编入法规的工业部门拟定法规。当时华盛顿出现了一种与战争时期相似的激昂气氛，最后通过了 576 项基本的和 189 项补充的法规。同年 7 月宣布的“再就业协定”禁止雇用童工，规定产业工人每周工作 35 小时，最低工资为每小时 40 美分。遵守这项临时协定的雇主可以领到一个 NRA 颁发的“蓝鹰”标志。1933 年仲夏，100 万雇主表示愿意遵守这一规程，900 万工人在“蓝鹰”标志下工作。1935 年5 月27 日以后，美国最高法院在“谢科特家禽公司诉美国案”（Schechter Poultry Corp. v. United States, 295 U. S. 495（1935））等一系列诉讼案中，宣布《全国工业复兴法》中的一些条例违宪，《全国工业复兴法》被取消。关于这一法案的效果目前尚存争议，某些地区和行业显然从中受益匪浅，但是在某些领域，它并没有达到起初宣称的目标——译者注。

㊴ 原著中这一句误写为“purely seasonal comonent of real production”。这里根据本文在 American Economic Review 发表时的原文“purely seasonal component of real production”译出——译者注。

$$\alpha_N NRA_t + COL_t + \alpha_t t \quad (16)$$

其中

$$EARN_t = \log（收入-生活成本 \times INTERCEPT） \quad (17)$$

变量的含义见表6—2。（16）式的意思是每周名义收入的对数（减去截距，稍后讨论）是每周工作小时数HRS的对数的增函数，是（经过全国劳动力正规化的）行业就业量的对数EMPLF的增函数，是工人保留效用（用EMERGWORK和UNIONPOWER衡量）的增函数，并且与当期生活费用COL的对数一对一相关（即不存在货币幻觉或者关于价格水平的不完全信息）。（16）式还包括一个时间趋势和一个虚拟变量——时间趋势是为了体现人口统计特征或财富积累等因素对保留效用的长期影响，而虚拟变量则表示1933年9月—1935年5月《国家复兴法（NRA）》实施时期影响工资和工作时间的立法可能对收入有直接影响。

（17）式定义了（16）式中的被解释变量，它不是简单地将每周名义收入取对数，而是用每周名义收入减去一个实际值为常数的项，然后取对数。这样做是为了符合理论的一个基本点：收入函数在零点不连续，即工人要求一个“只是去上班”（just to come to work）的最低工资。我并不期望能从数据中估计出常数项INTERCEPT的值，因为工作小时数的样本值从来没有非常接近0，而且收入函数可能是非线性的（以一种相对无约束的方式）。相反，对于每一个行业，我将INTERCEPT随意地设置为按1929年6月的工资率支付的6个小时工资的实际值；也就是假定“去上班的固定成本”（fixed cost of coming to work）等于标准的每周工作时间里每天的1小时工资的实际值。[40] INTERCEPT的确切值并不重要，我尝试把它从0小时的工资变到12小时的工资，对结果没有实质性影响。

（16）式的估计结果显示，该式的实证效果相当好，即估计系数

---

[40] 这里的意思是，工人每天仅仅到工厂上班就要求有一个最低工资，或者说要有一个最低工资使工人愿意每天去上班（just to come to work），雇主支付的这部分工资可以看作是为了让工人每天“去上班”所支付的“固定成本”。在（17）式中，作者把INTERCEPT设为按1929年6月的工资率支付的6个小时工资的实际值，而一周有6天，因此这实际上是假设雇主每天为了让工人“去上班”所支付的“固定成本”就是一个小时工资的实际值——译者注。

的符号全部正确，而且是统计显著的。但是，估计方程的 Durbin-Watson 统计量较小，在模拟中的表现不是非常好。在检查了数据之后，我意识到（16）式的约束条件——名义收入必须和当期生活费用直接成比例——并不好。如果这一约束条件是正确的，则意味着收入的高频变动（high-frequency variation）应该和生活费用 COL 的变动相似。实际上，"名义劳动报酬变量比价格水平变量'更加平滑'"这个一般结论在本文的数据里也是成立的。[41]

为了体现出这种平滑效应，假定名义收入只对生活费用变动的"永久"部分作出反应，见约翰·穆斯（John Muth，1981），即和名义收入成比例的不是 COL，而是 COL^*，其中 COL^* 定义为

$$COL_t^* = \lambda_p COL_t + (1-\lambda_p)\ COL_{t-1}^* \tag{18}$$

对此假定的其他可能解释是，每期收入是在对生活费用适应性预期的基础上设定的（请与卢卡斯和拉平（1969）相比较），或者快速调整工资率的成本使雇主企图平滑生活费用变动的影响，见朱利奥·罗腾伯格（Julio Rotemberg，1982）。

所以，最终的收入函数如（16）式所示，但是要用 COL_t^* 代替 COL_t。使用（18）式对（16）式进行库伊克变换（Koyck transformation）会得到一个可以观测的模型。我采用非线性估计方法，这样可以得到原始参数 α_H，α_E，α_W，α_U，α_N，α_t 和 λ_P 的估计值。这些结果和需求方面的估计结果一起放在下文讨论。

6.2.3 需求方面的设定

模型的需求方面的第一个要素是生产函数 F。为了得到 F 的具体函数形式，我假设就业量和工作小时数能综合成一个广义的常替代弹性（CES）函数：

$$Q_t = B\left(\alpha e^{g_N t} N^{-\rho}{}_t + (1-\alpha)\, e^{g_N t} H^{-\rho}{}_t\right)^{(-k/\rho)} \tag{19}$$

[41] 这里的意思是，名义劳动报酬变量比价格水平变量"更加平滑"，意味着工人的收入变化比较少，而价格水平（从而生活费用）的变动比较频繁。这一现象在经济生活中比较常见。作者通过检查数据发现它在本文的数据中也成立，就意味着（16）式的约束条件是不对的——译者注。

其中 B、α、ρ、k、g_N 和 g_H 是参数。该公式允许非常数的规模报酬和生产要素增加的技术变化（factor-augmenting technical change）。由于缺少数据，我们不考虑产出对资本存量和其他非劳动要素的显性依赖；为了短期和中期分析，我们希望这些影响能够被指数趋势项（exponential trend term）充分体现出来（我还尝试了二次指数趋势和线性指数趋势，对结果都没有显著影响）。选择（19）式的根本原因是，它使简单的对数—线性关系合理化，而对数—线性关系在其他实证应用中被证实是成功的。然而还要注意，如果资本存量服从一个时间趋势，那么（19）式比一些标准设定（如费尔德斯坦估计的 Cobb-Douglas 形式）更具有一般性。

在这些设定下，就业的一阶条件，即（10）式可以写为

$$n_t^* = \beta_{n0}^* + \beta_{nq}^* uq_t - \beta_{ne}^* (e_t - p_t) + \beta_{nt}^* t \tag{20}$$

其中 n^* 是就业量的对数，q 是产出的对数，e－p 是“每周收入除以产出价格”的对数，系数 β^* 显然是取决于生产函数的参数。

可以把变量 n_t^* 看作第 t 期就业的意愿水平，即它是恰好满足一阶条件的就业水平。然而我们预料（20）式在实证应用中不会成功，因为调整成本会使这种关系不能同时成立（对月度数据尤其如此）。对此的处理方法是像汤姆斯·萨金特（Thomas Sargent，1978）的研究那样，将基本模型明确地动态化，并求解由此产生的最大化问题。然而这种方法可能极其复杂，而且，正如萨金特指出的，它还需要辅助的假设条件。这里我将遵循以前的大量论文，简单地假设就业向意愿水平缓慢调整，即如果 n^* 是一阶条件定义的意愿就业水平，则假设厂商根据下式调整实际就业 n_t：

$$n_t - n_{t-1} = \lambda_n (n_t^* - n_{t-1}) \tag{21}$$

其中 λ_n 是调整速度。给定（21）式，（20）式的库伊克变换会给出如下的实际就业方程：

$$n_t = \beta_{n0} + \beta_{nq} q_t - \beta_{ne} (e_t - p_t) + \beta_{nt} t + \beta_{nn} n_{t-1} \tag{22}$$

其中 $\beta_{ni} = \lambda_n \beta_{ni}^*$；i＝0，q，e，t；$\beta_{nn} = (1 - \lambda_n)$

类似的，运用一阶条件（11）式求意愿的工作小时数，并且合

理地假设迅速调整每周工作时间数也会带来成本。[42] 我们得到

$$h_t = \beta_{h0} + \beta_{hq} q_t - \beta_{hc}\ (hcost_t)\ + \beta_{ht} t + \beta_{hh} h_{t-1} \tag{23}$$

其中h是平均每周工作小时数的对数，hcost是工作小时数的边际成本的对数（从收入函数中得到，见下文）。另外，这里的系数的定义与求就业水平时的系数定义相类似，工作小时数的调整速度为λ_h。[43]

方程（22）和（23）可以看成代表性厂商对就业量和工作小时数（即每周工作时间的长度）的需求函数。这两种需求都与产量水平正相关，与一个成本变量负相关。除了包括成本变量以及分别设定就业和工作小时数方程之外，（22）和（23）式是很传统的短期劳动需求函数，例如参见弗兰克·布雷奇林（Frank Brechling，1965）、罗伯特·鲍和和 E. B. A. 圣西尔（Robert Ball and E. B. A. St. Cyr，1966）、N. J. 艾尔兰和 D. J. 史密斯（N. J. Ireland and D. J. Smyth，1967）以及雷·费尔（Ray Fair，1969）的综述，此外还有卢卡斯和拉平（Lucas and Rapping，1969）。

在构建（22）和（23）式的实证方程时，需要解决几个实际问题：

（1）一个最基本的问题是对季节性（seasonality）的处理，这些数据的季节性相当显著。关于这个问题，费尔（Fair）反对消除季节性，其理由是能解释就业等的周期变动的要素应该也能解释季节性变动，而且消除季节性还可能会引入一些虚假的[44]或不真实的关系。由于这些原因，在估计之前没有对数据消除季节性，方程中也没有使用季度虚拟变量（seasonal dummies）（注意，保留季节性波动会导致拟合度表面上变差）。然而，我考虑了就业和工资小时数的需求对产量的季节成分和非季节成分作出不同反应的可能性，具体如下：对每个

---

[42] 这些成本包括重新制定生产计划的成本，以及引导工人重新安排他们的个人计划的成本。

[43] 为了简化起见，我假设工作小时数的调整只取决于实际工作小时数和意愿工作小时数之差，而不取决于实际就业和意愿就业之差（就业的调整与此类似）。M. 伊斯哈克和罗森（M. Ishaq and Rosen，1973）的论点支持放松这一约束。

[44] 本书原文把“虚假的”（spurious）这个字误写为“spurilous”。此处根据本文在 American Economic Review 发表时的原文译出——译者注。

行业我都设置了一个变量 QSEAS，它表示“产量中的季节性成分”，是把行业进行去季节化得到的残差。然后将 QSEAS 和 Q-QSEAS（剔除季节性成分之后的产量）同时引入对工人和工作小时数的需求方程。

（2）在对这个数据集进行分析的前期，我考虑了不同在超前项和滞后项下产出和劳动市场变量（就业、工作小时数和收入）的对数差分之间的交叉相关。我关注的是，由于数据为月度数据，并且产出和劳动变量的数据来源不同，因此可能存在数据配准（alignment）问题。检验的结果是没有发现任何潜在的配准困难，只是就业和产出的关系有些问题，在一些行业中，就业与下月产出的相关程度比与当月产出的相关程度更强。如果其他劳动数据序列与产出相匹配，那么这可能反映了一种真实的经济现象（例如在生产之前就雇用工人），而不仅仅是一个数据配准问题。无论如何，我将当期产量和未来一期产量（one-month-ahead production）[45] 都引入就业需求方程。（因为同时使用了季节性产量和非季节性产量，所以这样一来，方程中总共有 4 个产出变量）。在估计就业需求方程时，没有把未来一期的非季节性产量视为外生变量，而是为它设置了工具变量，因此可以认为它的系数估计值衡量了未来一期产出的预报值（而不是实际发生的未来产出）对当期就业的影响。由于重复的季节性部分应该被完全预报，所以将未来一期的季节性产量视为外生变量。

工作小时数的需求方程似乎并不需要包括未来一期的产出。

（3）在实证应用中，把每周工作时间延长一小时所带来的边际成本 HCOST 定义为：

$$HCOST = EMP + EARN - HRS - P \tag{24}$$

其中 EARN 的定义如（17）式，P 是行业产出价格。这由（11）式和（16）式的收入函数直接得出（实际上，HCOST 与延长每周工

[45] 因为使用的是月度数据，因此一期就是一月。这里的“one-month-ahead production”严格地说应该翻译成“未来一月的产量”，翻译成“未来一期产量”是为了和“当期产量”相对应，并且本章下文中凡是遇到“未来一期”，都是指“one-month ahead”——译者注。

作时间的边际成本成比例，而不是相等，这种比例关系体现为HCOST的系数估计值）。

每增加一个工人的边际成本PAY简单地由EARN－P给定。注意收入函数的截距与该成本变量的构建无关。

（4）根据《国家复兴法》拟定的行业法规（industry code）对厂商的雇用量和工作小时数的决定施加了直接的约束，例如，通过工作分享条款（worksharing provisions）对厂商施加约束。考虑到这一点，在估计就业需求方程和工作小时数需求方程时，都加入了虚拟变量NRA。

这些考虑和方程（22）、（23）一起，使我们能估计每个行业的就业需求方程和工作小时数需求方程（关于这两个方程中的解释变量的列表，请见表6—3和表6—4的左栏，变量的定义见表6—2）。我们在下面的D部分将首先讨论有关识别的枝节问题，然后讨论这些估计的结果。

6.2.4 识别[46]

收入方程式和两个需求方程式构成了一个联立系统，于是产生了标准估计的识别问题和工具变量的可得性问题。很明显，如果严格运用有效工具变量的标准进行筛选，则任何工具变量（除了常数和时间项）都会被排除，这样就没有识别问题了，也无法继续进行估计。尤其是，我们将很难提出与行业产出需求的波动高度相关的可测的外生变量。[47]

三思之后，我作了一个巧妙的决定，在估计中将行业产出作为外生变量。尽管产出外生的假设并不完美，但是除了其必要性之外，还有一些支持它的观点：首先，这种假设有很多先例，卢卡斯和拉平（Lucas and Rapping，1969）就是一例。实际上，几乎所有研究劳动

---

[46] 本书原文把这里的编号D误写为C。另外本文在*American Economic Review*发表时也误作C，但译文已另排编号，不受此影响——译者注。

[47] 对该结论来说，货币供给可能是一个例外。我对该变量进行过试验，然而它与行业变量（月度数据）的相关性非常低，这使它没有作为工具变量的价值。

的短期需求的传统文献都用了这个假设。第二点更为重要，即将产出视作外生变量，似乎能够以相对较低的成本（引进了偏误）提供相当强的识别能力。如果假设是劳动总需求的波动而非劳动总供给的波动决定了战前的经济周期，那么行业产出与“行业生产函数和收入函数的扰动”之间的相关性应该相对较小。

除了产出外，其他被视为外生的变量包括生活费用和政府政策变量（NRA，UNIONPOWER 和 EMERGWORK）。另外，我冒着存在序列相关性时会产偏误（bias）的风险，把就业的滞后项、每周工作时间和收入视为前定变量（predetermined variable）。给定所有这些假设，无论从正式的意义上，还是从样本会得出尖锐估计（sharp estimates）的意义上来说，那三个估计方程都能被很好地识别。然而不要忘记，因为有些被看作外生的变量只是近似外生的，所以解释下面的结果时必须谨慎。

我并不试图通过施加（各种方程的结构推导所隐含的）交叉系数约束（cross-coefficient restrictions）来提高识别程度。我不这样做的原因是，因为数据是加总（aggregation）的，所以没有充分的理由认为交叉方程约束（cross-equation restrictions）会成立。例如，因为和的对数不等于对数的和，所以为单个厂商推导的需求方程并不完全适用于我手头的行业层面的数据。我认为最合理的假设是在加总过程中，数量级（qualitative magnitude）和符号关系并不改变。这一假设就是我对结果进行解释的基础。

请注意，假如上述各假设使交叉系数约束对于识别问题不重要，那么不施加这些约束最多不过是造成效率上的一点损失。如果数据集足够大的话，这算不上什么大问题。

6.2.5[48] 估计结果

现在来进行估计。表 6—3 和表 6—4 列出了需求方程的估计结果，表 6—5 列出了收入函数的估计结果。我们使用了两阶段最小二

[48] 本书原文把这里的编号 E 误写为 D。另外本文在 *American Economic Review* 发表时也误作 D，但译文已另排编号，不受此影响——译者注。

乘法（2SLS）来修正联立性偏误——对收入方程则使用非线性两阶段最小二乘法（nonlinear 2SLS）来修正。附录中给出了工具变量和被视为外生的变量。对每个行业都分别估计了每一个方程。

表6—3　　行业对工人的需求（被解释变量：MEP_t）

解释变量	IRON	AUTOS	MEAT	PAPER	SHOES	WOOL	LEATH	LUMBER
EMP_{t-1}	0.740	0.610	0.916	0.881	0.720	0.578	0.771	0.684
	(19.6)	(11.3)	(16.7)	(42.5)	(13.2)	(11.8)	(19.2)	(16.1)
PAY_t	-0.135	-0.134	-0.094	-0.046	-0.202	-0.229	-0.008	-0.204
	(-3.70)	(-1.04)	(-1.98)	(-1.59)	(-1.87)	(-2.82)	(0.16)	(-2.91)
$Q_{t+1}-QSEAS_{t+1}$	0.123	0.450	0.918	0.179	-0.033	0.002	0.046	0.216
	(1.69)	(5.39)	(1.87)	(1.27)	(-0.32)	(0.02)	(-0.26)	(1.39)
$QSEAS_{t+1}$	0.102	0.343	0.124	0.039	0.220	0.286	0.147	0.279
	(1.94)	(4.94)	(1.90)	(0.98)	(8.12)	(2.61)	(2.36)	(3.50)
$Q_t-QSEAS_t$	0.058	-0.125	-0.532	-0.050	0.240	-0.008	0.236	0.071
	(1.94)	(-2.06)	(-0.137)	(-0.37)	(1.86)	(-0.11)	(1.37)	(0.42)
$QSEAS_t$	0.081	-0.160	-0.016	0.082	-0.030	0.393	0.160	0.172
	(1.47)	(-2.35)	(-0.23)	(2.01)	(-1.03)	(5.10)	(2.55)	(1.73)
NRA_t	0.010	0.035	0.026	0.019	0.018	-0.002	0.015	-0.024
	(1.04)	(1.48)	(1.40)	(2.72)	(1.85)	(-0.16)	(2.38)	(-1.04)
Durbin-Watson	1.46	1.79	1.81	2.11	1.90	1.91	1.65	1.55
各产出变量的系数之和	0.364	0.508	0.494	0.250	0.397	0.673	0.497	0.737
	(6.71)	(6.69)	(3.68)	(4.76)	(4.74)	(8.06)	(6.69)	(7.34)

注：样本期从1923年1月到1939年12月；采用两阶段最小二乘法进行估计；变量定义见表6—2；工具变量见附录。估计得到的常数项和趋势项没有报告。括号内为t统计量。

表6—4　　行业对工作小时数的需求（被解释变量：HRS_t）

解释变量	IRON	AUTOS	MEAT	PAPER	SHOES	WOOL	LEATH	LUMBER
HRS_{t-1}	0.560	0.761	0.521	0.612	0.397	0.512	0.562	0.381
	(14.0)	(11.0)	(10.6)	(14.5)	(5.58)	(10.1)	(10.0)	(5.83)
$HCOST_t$	-0.312	-0.162	-0.116	-0.056	-0.509	-0.334	-0.217	-0.159
	(-7.76)	(-2.85)	(-6.88)	(-2.51)	(-6.42)	(-7.82)	(-5.22)	(-3.70)
$Q_t - QSEAS_t$	0.323	0.131	0.196	0.220	0.474	0.242	0.130	0.254
	(12.4)	(4.01)	(7.11)	(8.70)	(7.50)	(9.17)	(5.05)	(7.44)
$QSEAS_t$	0.231	0.062	0.111	0.162	0.160	0.348	0.263	0.357
	(3.99)	(1.96)	(5.01)	(3.49)	(3.29)	(5.31)	(3.63)	(5.70)
NRA_t	-0.041	-0.010	-0.016	-0.026	0.047	-0.042	-0.007	-0.062
	(-3.40)	(-0.53)	(-2.34)	(-4.86)	(3.06)	(-3.95)	(-0.80)	(-4.61)
Durbin-Watson	1.99	1.57	1.73	1.80	1.47	1.44	1.49	1.54
各产出变量的系数之和	0.553	0.193	0.307	0.382	0.634	0.590	0.394	0.611
	(8.17)	(3.42)	(7.54)	(7.06)	(6.42)	(7.65)	(4.94)	(6.89)

注：见表6—3注。

表6—5　　收入函数

估计的参数	IRON	AUTOS	MEAT	PAPER	SHOES	WOOL	LEATH	LUMBER
1. 样本：1923年1月—1933年6月								
α_E	0.352	0.048	0.202	0.496	1.111	0.285	0.267	0.364
	(4.13)	(0.98)	(2.71)	(2.95)	(5.76)	(4.95)	(3.07)	(3.33)
α_H	0.951	1.172	0.648	0.869	0.784	0.737	0.010	0.817
	(11.8)	(22.1)	(8.79)	(7.43)	(7.53)	(9.22)	(17.8)	(4.16)
λ_P	0.127	0.173	0.188	0.078	0.204	0.175	0.145	0.320
	(3.19)	(2.99)	(3.88)	(2.57)	(3.30)	(3.97)	(3.40)	(4.52)
Durbin-Watson	1.99	1.82	1.96	2.16	2.09	1.97	2.25	2.20

续表

估计的参数	IRON	AUTOS	MEAT	PAPER	SHOES	WOOL	LEATH	LUMBER
2. 样本：1923年1月—1933年12月								
α_E	0.320	0.004	0.118	0.419	0.317	0.326	0.252	0.369
	(4.08)	(0.14)	(1.85)	(2.84)	(2.46)	(5.76)	(3.90)	(4.28)
α_H	1.030	1.203	0.713	0.913	0.983	0.697	0.966	0.698
	(18.9)	(27.0)	(8.52)	(11.8)	(12.2)	(9.13)	(18.1)	(4.76)
α_N	0.029	0.020	0.009	0.008	0.053	0.057	0.040	0.036
	(1.47)	(1.25)	(0.53)	(0.64)	(2.38)	(3.11)	(3.73)	(0.98)
α_U	0.229	0.183	0.210	0.137	-0.250	0.117	0.097	0.030
	(2.42)	(1.61)	(4.00)	(2.23)	(-1.60)	(1.63)	(2.32)	(0.24)
α_W	-0.069	-0.131	0.163	0.007	0.008	-0.035	0.045	0.020
	(-0.88)	(-1.94)	(2.64)	(0.17)	(0.08)	(-0.47)	(1.03)	(0.17)
λ_P	0.129	0.073	0.204	0.095	0.068	0.163	0.157	0.217
	(3.84)	(2.22)	(4.81)	(3.27)	(1.97)	(4.45)	(4.50)	(4.60)
Durbin-Watson	1.83	1.84	2.03	2.20	1.95	1.97	2.10	2.32

注：用非线性两阶段最小二乘法（NL2SLS）进行估计。各参数的定义见正文；工具变量在附录中给出。没有报出常数项和趋势项的估计值。为了便于理解，把 α_U 和 α_W 的估计值分别乘以 10^5 和 10^4。括号里为t统计量。

就业需求方程和工作小时数需求方程是对传统形式的适度扩展，应该不存在争议。我们首先来讨论它们（见表6—3和表6—4）。估计结果表明了以下几点：

首先，就业的调整和每周工作小时数的调整似乎都存在显著的成本（或者存在造成黏性的其他原因），也就是说，在每个回归中，被解释变量的滞后项都是高度显著的。我们预期就业量比工作小时数的黏性更大，所有行业（除汽车行业）的回归结果都证实了该预期。回归结果表明调整速度相当快。平均来说，在每个行业，一个月内就可以消除实际就业与意愿就业之间缺口的1/4，以及实际工作小时数

与意愿工作小时数之间缺口的将近一半。

在每个行业的就业需求方程和工作小时数需求方程里，成本变量（PAY 和 HCOST）的系数估计值都是预期的负值（除了在一种情况下 PAY 的系数实际上为零[49]）。然而，在某些行业的就业需求方程里，成本变量的系数估计值的统计显著性比较低。变量 PAY 的系数显著性低，可能是因为我们使用的是月度数据，因为工人和其他生产要素之间的替代本来就缓慢，而月度数据的使用可能会使这种替代更不明显。相反，在工作小时需求方程中，成本变量的影响比较大，并且在每一种情况下都是高度统计显著的。工作小时数的黏性较小，对短期成本变动的敏感性较大，这表明在经济的周期性低迷中，每周工作时间将领先于就业。这确认了杰弗里·摩尔（Geoffrey Moore，1955）、杰哈德·布莱（Gerhard Bry，1959）以及我自己和鲍威尔（Powell）的发现。

我们把产出对于投入品需求的影响分解了。其中产出对就业量的影响被分解为“当期”季节性产出的影响、当期非季节性产出的影响、未来一个月的季节性和非季节性产出的影响。这种分解没有带来太多系统性的结论。特别是，某些行业的就业看起来主要取决于当期产出，而其他行业则根据“一个月后”的产出雇用所需要的劳工数量。但是，在产出的组成部分对就业的影响中，虽然有些的符号是负的，但产出对就业量的总体影响仍和预期一样为正并且非常显著（见表 6—3 最后一行）。结合估计得到的调整速度可知，在某些情况下（虽然不是全部情况下），产出影响的估计结果证实了一个我们熟悉的发现，即劳动的短期回报递增。[50]

在工作小时需求方程中，有必要只考虑当期产出的影响。从表 6—4 可知，产出的季节性和非季节性成分，当然还有它们的和，都对工作小时数有显著的正影响。在所有行业里都存在这个要素的短期

---

[49] 指表 3 中 LEATH 那一列的 PAY 的系数——译者注。

[50] “产出的总影响”的系数见表 6—3（和表 6—4）的最后一行，因为这些系数代表了已调整的产出（adjusted output）和（乘积性）季节调整因素同时增加的影响，所以它们实际上重复计算了产出增加对就业（或工作小时数）的影响。当只用季节性或非季节性产出的系数之和，除以“1 与外生变量的滞后项的系数之差”，结果小于 1 时，存在短期回报递增。

回报递增现象。

最终的估计参数表明了《国家复兴法》对行业对劳动投入的需求的影响。这些结果意味着在大部分情况下，《国家复兴法》的实施会增加就业量，减少工作小时数。这与立法机构的一个明确目标，即通过“工作分享”来增加就业是一致的。这还有助于解释为何1933年后的经济复苏时期半日工作（part-time work）会持续存在。

两个需求方程的残差的序列相关性相对较低，当然我们还要注意因为方程中有被解释变量的滞后项，因此Durbin-Watson统计量会出现偏误（我计算了Durbin的h统计量——它可以修正被解释变量的滞后项问题——计算结果表明，对每个方程来说，都能拒绝“没有序列相关”的零假设。不过该统计量不能揭示出序列相关的程度）。我用费尔（Fair）的方法重新估计了需求方程，得出了相似的定性结果。我还对每个行业的两个需求方程作了联合估计，这样可以将残差的同期相关（contemporaneous correlation）考虑在内，得到的结果和前文几乎完全相同。因为计算方面的原因，我没有尝试对所有行业作联立方程估计。

在对20世纪20年代和30年代的子样本进行稳定性检验时，8个就业量方程中，有5个不能通过显著水平为5%的检验；8个工作小时需求方程中，有4个不能通过显著水平为5%的检验，这并不奇怪，因为这两个时期的经济环境差别很大。若对这两个子样本分别估计需求方程，则它们看起来差别不大。特别是，对30年代的子样本、1923—1929年的子样本、1923—1933年的子样本进行估计得到的符号都是正确的，并且与对整个样本的估计结果非常类似。

总的来说，我们估计的劳动需求方程看起来相当成功，质量很好，当然可以用于模拟。它们还在一定程度上支持了把就业和工作小时数看作“不同”的生产要素的做法。

对模型的“供给方面”，即收入方程的估计结果见表6—5。估计的参数是方程（16）和（18）定义的。这些参数中最重要的是α_E和α_H，它们衡量收入对就业（被劳动力数量正规化后的量）和工作小时数的敏感性；参数λ_p衡量收入对生活费用变动的调整速度。我报

告了对1929—1933年的子样本（该子样本避开了新政时期立法的影响，即 $\alpha_N=\alpha_U=\alpha_W=0$）和对整个样本的估计结果。

首先看1923—1933年的子样本的估计结果。我们发现：总体上说，这个结果与理论预测值很一致。第一，给定每周工作小时数，收入和就业量之间一般具有很强的正相关关系。这可以解释为一种供给关系，即为了吸引更多的工人进入行业，厂商必须提高它们提供的"收入—工时组合（earnings-hours packages）"的效用。第二，收入对工作小时数的弹性是高度显著的，为正值并且一般小于1。[51] 如前所述，这个弹性小于1与实际工资的反周期性是一致的。第三，名义收入对生活费用的当期变动只作出了部分调整，对1923—1933年的子样本而言，平均调整速度大约是每月17%。虽然对于"黏性（stickiness）"来说，这个值已经很大了，但仍然比凯恩斯主义者通常假定的值要小得多。

一个与其他行业多少有些不同的行业是汽车行业。对于两个样本期，汽车行业的收入对就业的敏感性都很低，而收入对工作小时数的敏感性却比其他任何行业都高。在没有截距的情况下（即使用EARN而不是EARN做被解释变量）重新估计汽车行业的收入函数，结果更加令人吃惊。在这种情况下，对于两个样本期，收入对就业量的弹性都几乎正好为零，收入对工时的弹性几乎正好为1。这个结果与其他行业估计得到的结果非常不同，它与如下的行业政策，即设定固定的工资率（即使工作时间变化了工资率也不变化），并在求职者中配给空缺职位是一致的。值得注意的是，在这一方面，亨利·福特（Henry Ford）的工资和就业政策是当时举国瞩目的标新立异行为。[52] 一个固定的高工资加上工作配给（job rationing），也许可以很好地描

---

[51] 事实上，估计的系数 α_H 衡量的是收入和截距之差（而非收入本身）对工作小时数的弹性。收入对工作小时数的弹性是严格小于 α_H 的，并且对除了汽车外的每个行业来说都小于1。

[52] 亨利·福特（Henry Ford，1863—1947），美国福特汽车公司创始人。20世纪初，美国汽车工业的劳动市场工资低（每天约2.20美元）、工作好找，同时工人作风懒散，效率低下。福特认为，高工资意味着低成本，而不是高成本。1914年1月12日，他宣布将福特公司工人的工资涨到每天5美元，并把工作时间从每天9小时压缩到8小时，这在工业史上是罕见的。结果工人的积极性和生产率大大提高——译者注。

述他宣布的提高工人工作动力的策略。

对整个样本的基本参数的估计（表6—5 的下半部分）结果，与1923—1933 年子样本的估计结果相当相似，尽管整个样本在三种情况下收入对价格的调整速率小于 0.1，而在 1923—1933 年子样本下只有一种情况如此。二者的不同之处主要在于，1923—1939 年的子样本的方程还包含了罗斯福新政对收入的影响。简短地说，估计结果表明，首先，《国家复兴法》对周收入有相对较小但为正的影响。其次，瓦格纳法实施之后工会力量的扩张对收入有强烈的正向影响，将6 个行业中的每周收入提升了 10% 以上（在木材行业，工会的影响为正，但是小到可以忽略；在罗斯福新政后期，制鞋行业的工人遭受了重大的工资削减）。[53] 最后，政府雇佣计划（government employment programs）对那些受雇于私营制造业的工人的收入几乎没有系统性的影响。[54]

对于这一短一长两个样本进行的诊断检验都没发现严重的序列相关。因为这一点，也因为费尔（Fair）的方法的非线性“版本”使得计算成本加大，所以我没有对序列相关进行任何修正。

我对估计方程作了另外一些诊断分析。在这些诊断中，最值得注意的莫过于对整个模型进行样本内模拟（within-sample simulations）。限于篇幅，我就不在这里报告全部实验结果了（具体细节可参见我1985 年的底稿），但是我要指出，在对 1930—1933 年间和新政期间进行的动态模拟中，模型对主要变量的追踪拟合（tracking）总体上十分准确（根据一些标准）。特别是，对 8 个行业中的每个行业来说，模型对实际工资的追踪拟合都非常好，清楚地展现出即使在产出

---

[53] 贺瑞斯·戴维斯（Horace Davis）提到，“像 1937 年发生的那样，（关于制革业工资的下降的）另一个要点是，当工会主义第一次在其他一些制造业中确立时，制鞋业的工会化运动却面临着阻力”。（1940，p. 98）1937 年后制鞋业工资的不正常下降，可能也解释了为何 1922—1923 年和 1923—1939 年的子样本中 α_H 的估计值会有如此的不同。

[54] 汉宁·博恩（Henning Bohn）认为，农业收入作为衡量工人选择机会（alternative opportunity）的另一个指标，可能应该归入行业收入函数中，因此我尝试了这样做。R. A. 塞尔（R. A. Sayre，1940）的样本中对农业部门工资率（名义的，不含膳食）的月度数据按季进行报告。我对这个序列进行了插值，并且用它除以生活费用，来求得实际农业收入的月度序列。在包括这个变量的情况下重新估计收入函数，得到的结果看上去与表 5 十分相似。正如理论所预测的那样，农业收入的系数估计值一般都为正，但是数值大小和统计显著性都适中。木材加工业是一个例外，该行业中，农业工资对收入具有重要的影响。

和就业下降时，实际工资也在上升的趋势。

以下三个因素对模型模拟工资的反周期性的能力作出了贡献：第一，如前所述，在这个模型中，当每周工作时间为周期性敏感时，工资呈现反周期的趋势；第二，假设的名义工资的黏性（在1930—1933年间尤为重要）；第三，工会化的影响（在1935年后很重要）。为了得到在关键的1930—1933年间名义工资黏性在实际工资的决定中的相对重要性，我做了如下实验：假定名义收入对生活费用的变动作出完全调整（$\lambda_p = 1$），其他所有系数都不变，然后对1930—1933年进行了再次模拟。结果我发现，第一，虽然模拟程序还是能够预测到实际工资的上升，但是在大部分行业里，模拟对实际发生的实际工资的追踪拟合能力显著下降了。在几种情况下，模拟的均方根误差（root mean square error）增加了一半或更多；另外，模拟预测的整个时期内最高实际工资比实际值低得多。因此，一定程度的名义工资黏性似乎是解释大萧条早期的实际工资变化的基本因素（虽然不能完全解释）。然而，这些模拟中还有一个相当惊人的发现：工资对生活费用变动能够完全调整的假设，对模型追踪拟合就业和工作小时数的能力实际上没有影响。事实上，平均来说，拟合程度稍有改善。因而，尽管调整滞后对解释这段时期内实际工资的变动很重要，但这一现象可能没有太大配置意义。

和该模型在模拟方面的成功一样值得注意的，也许就是它在某些场合下的失灵。例如，它没有预测到1932年钢铁和汽车工业试图通过宣布“工作分享”战略（即大幅缩短每周工作时间，同时就业大幅上升）来保留它们的劳动力的行为。另一个问题是模型的模拟多少会低估1931年前6个月到前9个月的工资的名义黏性。第一个问题也许反映了这两个特殊行业的寡头竞争的本质，以及它们在短期内偏离竞争行为的能力；第二个难题则无疑是源于我们的假定——工资对生活费用变动的敏感性在所有时期内保持不变，而不是源于近期的价格变化[55]（由于20世纪20年代价格稳定，因此30年代初工资对

[55] “近期的价格变化”里的“近期”，指的是“1931年前6个月到前9个月”的“近期”，也就是1931年前的几年——译者注。

价格的敏感程度可能要小于之后的时期）。不过，在每一种情况下，对计划路径（projected paths）的这些偏离都是暂时的，被模拟变量在一年或一年以内又会回到预测路径（predicted paths）上去。因此，虽然这些失灵隐含着改进模型的方法，但它们并不表明模型有致命缺陷。

6.3 一个动态劳动力供给方程

本文中提出和估计的模型的供给方面可能存在的一个缺陷是，它在本质上是静态的。为了避免考虑消费和闲暇的跨期替代，我作出了很强的假设（工人不能借或贷，并且他们具有跨期可分得效用函数）。另外，模型总隐含的假设——工人在初级部门和二级部门之间移动没有成本——意味着工人在决定是否改变工作部门时只需要考虑当期回报（current returns），而不用考虑长期回报。只有名义收入对生活费用变动的部分调整（在估计的收入函数中）包含了一定的动态因素。

虽然从理论上说，为本文的劳动供给模型提出一个更加清晰的动态表述并非难事，但在实证应用上却有一些问题。对于这些问题，我们暂不讨论，而是建议进行一些更加有限的分析：我将证明，可以把一个关于大萧条时期劳动供给的、在实证上更为成功的模型——达比（Darby）的跨期替代模型——看作是本文的供给模型的动态版本。下文将报出用本文的数据对达比类型（Darby-type）的模型估计的结果。我将证明，[56] 这些估计的合理性表明，可以把本文的劳动供给模型转换成更加动态的模型设定。

达比的劳动供给模型是基本的卢卡斯—拉平（1969）公式的扩展。回想一下，卢卡斯和拉平论证指出：劳动供给（即被家庭数量正规化后的人—时数）应该（1）正向地取决于工作的当期回报；（2）负向地取决于工作的长期回报或者说“正常”回报；（3）负向

[56] 本书原著中这句是“it will he argued”，显然错误，这里根据本文在 *American Economic Review* 发表时的原文“it will be argued”译出——译者注。

地取决于正常回报与当期价格水平之比。

上述结论的推理应该是我们已经耳熟能详的：(1) 工作的当期回报较高，会提高工作和消费之间的转换率，从而增加工人的努力程度。(2) 工作的长期回报较高，则用当前闲暇替代未来闲暇更加有利，因此抑制了当期的劳动供给。(3) 假定名义利率不能对通胀变动作出充分调整，那么正常回报与当期价格之比的上升，会引导工人预期未来实际利率降低，从而降低当期的劳动供给。

这种分析的一个重要问题是怎样衡量工作的回报，我认为关于跨期替代的文献尚未能充分解决这个问题。卢卡斯和拉平以及其他多数作者都假定实际工资是工作回报的良好代理变量 (proxy)。然而，我在本文引言里已经指出，这个假定使我们难以解释 20 世纪 30 年代的劳动供给行为。[57] 达比的贡献之一是他用全职等价收入 (full-time-equivalent earnings, FTE)[58] 代替工资来衡量工作回报。达比证明，用收入代替工资来度量工作回报，显著地改善了模型对 20 世纪 30 年代的拟合能力。

用收入替代工资来衡量工作回报的基本原理是什么呢？达比的观点是，因为《国家复兴法》要求缩短每周工作时间，工人的实际工作小时数要么被厂商低报 (导致小时工资的度量出现上偏)，要么被厂商配给。由于这些原因，达比预期每个 FTE 雇员的平均收入能比官方工资序列“更精确地反映 20 世纪 30 年代工资的变化”。

达比的论点中的问题是，《国家复兴法》实施时间不到两年，但是收入对工资的替代在整个战前时期都有很好的实证效果 (参见达比的论文和下文的结论)。通过对本文研究的分析，可以提出对收入变量的优越性的另一种解释。研究表明，当每周工作小时数不是常数时，能正确衡量工作回报的既不是工资，也不是收入，而是工作带来

---

[57] 还应注意，使用这些数据对卢卡斯—拉平类型的模型进行估计 (即下列方程 (25) ~ (27)，其中用实际工资代替实际收入)，得到了一些错误的符号，并且和达比的实际收入版本的模型相比，拟合得更差。

[58] 对大多数行业 (包括制造业) 来说，达比使用的 FTE 收入变量与实际 (actual) 平均收入本质上相同。也就是说，该变量反映的是实际 (actual) 每周工作时间，而不是正常的 (normal) 每周工作时间。见 *Survey of Current Business*, June 1945, pp. 17 - 18。

的收入—工时组合的总效用，这一效用也许是相对于留在二级部门所能得到的效用来度量的。然而计量经济学家显然观察不到这个效用，因此我们可能会问，在可以观察到的变量中，哪一个（如果有的话）和工作带来的总效用相关？如前所述，工资和工作的效用经常背道而驰，因此工资不是一个好的选择。但是，如果就业波动主要来源于需求变动而非供给变动（20世纪30年代可能就是这种情况），那么保有工作的效用与收入将是高度相关的。关于这一点的证明是一目了然的。初级部门的需求增长会提高工人的均衡效用水平，通常也会使均衡的收入函数上移，并提高工作小时数。因此初级部门的需求增长也会提高收入。因而，达比的设定具有优越性，只是因为收入是工作的总效用的一个良好的代理变量，而工资则不是。

以上这些考虑意味着，用本文现有的数据集来估计一个秉承达比的思想的模型，可能比较有价值。我设定了这样一个实证模型：

$$\begin{aligned}&EMP_t \times HRS_t - LABORFORCE_t\\&= \beta_0 + \beta_1\ (EARN_t - COL_t)\ + \beta_2\ (EARN_t - COL_t)^* + \beta_3\ (COL_t^* - COL_t)\\&\quad + \alpha_N NRA_t + \alpha_U UNIONPOWER_t + \alpha_W EMERGWORK_t + \alpha_t t \qquad (25)\end{aligned}$$

$$(EARN_t - COL_t)^* = \lambda_P(EARN_t - COL_t) + (1-\lambda_P)(EARN_{t-1} - COL_{t-1})^* \qquad (26)$$

$$COL_t^* = \lambda_P COL_t + \ (1-\lambda_P)\ COL_{t-1}^* \qquad (27)$$

其中星号表示一个变量的“永久”或长期成分（变量定义见表6—2）。

方程（25）是一个劳动供给方程，其一般形式最早是由卢卡斯和拉平（1969）写出的。被解释变量是向一个行业供给的总人—时数被勒伯格特（Lebergott）的总劳动力估计值正规化之后的数据（把勒伯格特的年度数据进行线性插值得到月度数据序列）。方程（25）是根据上面的讨论设定的，它表示向一个行业供给的人—时数取决于工作的当期回报、长期回报（工作回报用每周实际收入度量）以及长期生活费用与当期生活费用之比。用收入度量工作回报反映了达比的创新。根据跨期替代模型的逻辑，我预期各系数的符号是 $\beta_1>0$，$\beta_2<0$ 和 $\beta_3<0$。

劳动供给方程（25）还包含了反映新政时期的政府举措的项。

预期各系数的符号是：α_N 的符号不能确定（因为《国家复兴法》提高了就业但是减少了工作小时数）；α_U 为负（因为工会将劳动供给限制在竞争水平之下）；α_W 为负（因为公共建设项目的增加会减少行业的劳动力供给）；此外还包含一个时间趋势。

方程（26）和（27）遵循卢卡斯和拉平的做法，假设工作回报和生活费用的持久成分会适应性地更新，并且两种情况下的“学习速度（rate of learning）”相同。（26）与（27）式都不包括常数项和趋势项。如果包括它们，它们将被估计方程（estimated equation）的常数项和趋势项吸收，对重要的估计参数没有什么影响。

利用（26）和（27）式把劳动供给方程（25）变形，可以得到只含有可观测变量的方程（参加 Lucas and Rapping）。使用非线性估计程序可以解得（25）~（27）式的原始参数。

对（25）~（27）式组成的系统进行估计，所得结果见表 6—6。估计方法是（非线性）两阶段最小二乘法，用于修正联立性偏误（工具变量在附录中列出）。样本期从 1923 年 1 月至 1939 年 12 月。对于 1923 年 1 月到新政之前（1933 年 6 月）的子样本，我设定 $\alpha_U = \alpha_W = \alpha_N = 0$，并报出其估计结果。Durbin-Watson 统计量用于检验进行了库伊克变换的方程。

表 6—6 中最重要的结果是 β_1 的估计值，它衡量了人—时供给对收入的弹性，它的符号为正，并且在每种情况下都是高度显著的。在不同行业和不同样本里，这个参数估计值的大小显示了惊人的一致性。这和如下思想，即（25）式是一个真实的供给曲线，其中收入作为工作带来的总效用的代理变量是一致的。[59]

β_2 的估计值也都是正的，虽然其大小和统计显著性在不同情况下不尽相同。β_2 为正，说明较高的工作长期回报能增加劳动供给，这与跨期替代模型预测的结果正好相反。如果我们愿意重新诠释（25）式，则可以解释这个发现。回忆一下，这些估计值都是从行业

[59] 应该注意，β_1 为正并且显著，并不只是反映了每周工作时间既是被解释变量的组成部分，也是每周收入的重要组成部分这一事实。使用就业量而不是人—时作为被解释变量来重新进行估计，同样得到正的、高度显著的 β_1。

表6—6　　　　动态劳动供给式

估计的参数	IRON	AUTOS	MEAT	PAPER	SHOES	WOOL	LEATH	LUMBER
1. 样本：1923年1月—1933年6月								
β_1	1.78	1.63	1.77	1.45	1.04	2.10	1.21	1.80
	(8.25)	(11.1)	(6.98)	(8.51)	(12.1)	(10.1)	(11.1)	(3.24)
β_2	0.03	2.29	2.99	0.30	0.29	0.42	2.92	0.26
	(0.08)	(3.43)	(0.97)	(0.41)	(0.83)	(0.67)	(2.31)	(0.58)
β_3	-0.95	-0.66	-2.55	-1.51	-0.74	-2.69	-1.24	-3.12
	(-0.74)	(-0.46)	(-3.32)	(-3.55)	(-1.24)	(-2.15)	(-2.47)	(-1.53)
λ_P	0.137	0.148	0.093	0.071	0.184	0.199	0.095	0.351
	(2.57)	(3.49)	(1.59)	(2.30)	(3.17)	(3.26)	(2.72)	(4.24)
Durbin-Watson	2.02	1.85	1.81	2.06	2.04	2.23	1.86	2.08
2. 样本：1923年1月—1939年12月								
β_1	1.43	1.99	1.86	1.38	1.38	2.24	1.31	1.59
	(16.3)	(10.5)	(7.54)	(12.5)	(15.2)	(14.8)	(12.9)	(8.28)
β_2	0.52	2.61	4.11	0.79	0.10	0.67	3.01	0.52
	(2.05)	(3.34)	(1.62)	(1.71)	(0.23)	(1.25)	(3.35)	(1.46)
β_3	-1.93	-0.32	-3.11	-1.64	0.07	-2.01	-1.53	-4.21
	(-2.74)	(-0.21)	(-4.39)	(-5.97)	(0.12)	(-2.35)	(-4.17)	(-3.99)
α_N	-0.021	0.085	-0.003	0.011	0.020	0.032	-0.009	-0.046
	(-0.49)	(0.98)	(-0.06)	(0.65)	(0.62)	(0.66)	(-0.42)	(-0.87)
α_U	-0.035	-0.102	-0.088	-0.030	-0.051	-0.009	-0.027	0.023
	(-1.56)	(-2.57)	(-2.04)	(-1.92)	(-3.24)	(-0.43)	(-1.98)	(1.00)
α_W	0.142	0.098	-0.149	0.019	-0.145	0.157	0.065	-0.211
	(0.86)	(0.31)	(-0.87)	(0.28)	(-1.10)	(0.89)	(0.76)	(-1.03)
λ_P	0.128	0.170	0.094	0.081	0.136	0.165	0.107	0.174
	(3.90)	(3.89)	(2.49)	(3.68)	(2.76)	(4.03)	(3.99)	(4.52)
Durbin-Watson	1.85	1.79	1.82	2.13	2.21	2.07	1.93	2.20

注：见表6—5；唯一区别是为了便于理解，把 a_u 和 a_w 的估计值都乘以 10^4。

层次的数据而非加总数据得到的。在行业层次上，劳动供给不仅取决于已经“在”这个部门中工作（例如已经住在工业城镇）的工人的决策，还取决于能从经济的其他地方吸引过来的工人数量。如果工人

转换工作部门存在迁移成本（mobility costs），那么一个行业的长期回报越高，工人进入该部门所支付的固定成本就越值得，这将增加该行业的劳动供给。因此可以认为，(25) 式存在长期收入项，是因为长期收入和工人的迁移决策相关，而不是因为任何跨期替代。

这一对 (25) 式的解释是很有吸引力的，这不仅仅是因为它合理地解释了 $\beta_2 > 0$。作为一个解释 20 世纪 30 年代的劳动供给的模型，跨期替代假设的缺点在于，它假定了完全资本市场（perfect capital markets）。这个假定与大萧条期间金融部门的极度混乱以及由此引起的消费者借贷利率的巨大差异显得极不一致。[60] 相反，对 (25) 式的迁移成本解释不需要完全资本市场的假定；在这种解释下，(25) 式与本章第 6.1 节中模型的假设——没有借款也没有贷款——相一致。

至于新政的效果，表 6—1 得出了与表 6—5 估计的收入函数相同的结果，即立法支持的工会化是新政给劳动市场带来的最重要的变化。与几乎没有产生系统性影响的《国家复兴法》和政府工作计划相反，工会对很多行业都表现出强烈的影响。

总体来说，在这些数据中，达比类型的设定表现良好。如果我对此设定给出的解释被接受的话，就说明本文的劳动供给模型可以向更明确的动态化版本发展。

6.4 结论

本文用行业层次上的月度数据研究了大萧条时期的劳动市场。本文的分析框架是一个和卢卡斯（Lucas，1970）一样的模型。在该模型中，厂商和工人行为都与雇员数量和每位工人工作小时数之间的差异有关。在大萧条的环境下，这个差异看来很重要，并且该模型（结合其他实证因素）能很好地解释关键时间序列的变化。这表明，把总劳动供给分解为参与率和每位工人工作小时数，对理解其他宏观

[60] 见我 1983 年著的文章。完美资本市场假设的失效，也许可以说明跨期替代模型在解释 20 世纪 30 年代的消费路径时遇到的困难（Altonji）。

经济现象可能也有重要意义。

该分析的一个局限是，它本质上是局部均衡的：产出被视作外生的。对20世纪30年代的真正令人满意的分析，应该是将劳动市场、商品市场和金融市场放在一个联立的一般均衡框架中考虑。这应该在未来的研究中进行探讨。

附录

本研究使用的数据来源如下。

（1）收入、工作小时数和就业数据来自M. 阿达·比尼（M. Ada Beney，1936）和R. A. 塞尔（R. A. Sayre，1940）。这些数据是全美工业会议（National Industrial Conference Board，NICB）从1920年到1947年进行广泛的月度调查的结果。

样本里的所有行业，至少向它们的部分雇员支付的是计件工资率。（见 *Monthly Labor Review*，September 1935，pp. 697 – 700）本文没有对此作任何修正。只要短期内计件工作完成的速度变动不大，就不会产生任何解释上的问题。

（2）行业产量数据（industrial production data）来自联邦储备委员会。见“New Federal Reserve Index of Industrial Production”，*Federal Reserve Bulletin*，August 1940，pp. 753 – 69 和 825 – 74。

（3）批发价格指数来源于劳工统计局（Bureau of Labor Statistics，BLS）。见美国劳工部的下列出版物：*Handbook of Labor Statistics* Bulletin 541，1931（Bulletin 616，1936；Bulletin 694，1941）和 *Wholesale Prices 1913 to 1927*（Bulletin 473，1929）。汽车行业的数据是我合并了BLS的两个机动车价格序列得到的，这两个序列均没有包括1935年的数据。所有金属产品的价格序列都被用来插值以便求出当年的汽车价格序列。

（4）消费者价格序列来自塞尔（Sayre，1948）。

（5）从国家复兴总署的第一个行业法规开始实施的1933年9月，到《国家复兴法》被宣布违宪的1935年5月份期间，虚拟变量

NRA 都被设置为 1。因罢工而损失的人—日——用来解释变量 UNIONPOWER——的月度数据来自劳工统计局（Bulletins 651and 694）。联邦雇用的应急人员——包括 WPA、CCC 和其他项目——总人数的数据序列来自全美工业会议（NICB）的《经济年鉴》（*Economic Almanac*），1941—1942 年。

样本的跨度从 1923 年 1 月至 1939 年 12 月。尽管 1923 年以前有些数据是存在的，但将样本扩展至 1923 年之前存在两个主要问题。第一，一些行业产量数据缺失，并且无法构造；第二，1922 年的 NICB 调查中有一个 6 个月的缺口。选择 1939 年 12 月为数据截止点，是为了避免考虑战争经济的许多特殊之处。

在主要方程的估计中，被视为外生的变量和附加的工具变量如下：①对工人的需求方程。PAY_t 和 $QADJ_{t+1}$ 被视为外生变量（$QADJ_{t+1}$ 被视为外生变量的原因是测量误差（measurement error）问题，当用一个变量的一个未来价值来替代预测值时就会产生这种测量误差问题）。附加的工具变量有 $QADJ_{t-1}$、HRS_{t-1}、$UNIONPOWER_t$[61]，以及生活费用变量 COL 的当期项和两个滞后项。②对工作小时数的需求方程。外生变量是成本变量 $HCOST_t$。附加的工具变量是 EMP_{t-1} 和 $UNIONPOWER_t$，以及变量 COL 的当前项和两个滞后项。③收入方程。外生变量是 EMP_t 和 HRS_t。工具变量是产量 Q 的当前项和两个滞后项以及变量 COL 的当期项和两个滞后项。因为之前观测到在一些行业中，当期就业水平与未来一期（one-month-ahead）产量高度相关，所以我把基于一个单变量自回归（univariate autoregression）得到的对未来一期的产量的预测值作为一个工具变量。④动态劳动供给，或称“达比”方程。外生变量是 $EARN_t$。工具变量与上述收入方程的工具变量相同。

---

[61] 在本书原文中，这里写的是 *UNIONPOWER*，本文在 *American Economic Review* 发表时的原文里写的则是 *UNIONPOWER$_t$*。这里根据后者译出——译者注。

参考文献

Altonji. Joseph, "The Intertemporal Substitution Model of Labour Market Fluctuations: An Empirical Analysis," *Review of Economic Studies*, Special Issue 1982,49,783 – 824.

——and Ashenfelter, Orley, "Wage Movements and the Labour Market Equilibrium Hypothesis," *Economica*, August 1980,47,217 – 45.

Ashenfelter, Orley, "Unemployment as Disequilibrium in a Model of Aggregate Labor Supply," *Econometrica*, April 1980,48,547 – 64.

Baily, Martin N., "The Labor Market in the 1930's," in James Tobin, ed., *Macroeconomics, Prices, and Quantities*. Washington: The Brookings Institution, 1983.

Bakke, E. Wight, *The Unemployed Worker: A Study of the Task of Making a Living Without a Job*, New Haven: Yale University Press, 1940.

Ball, Robert J. and St. Cyr, E. B. A., "Short-Term Employment Functions in British Manufacturing Industry," *Review of Economic Studies*, July 1966, 33,179 – 207.

Beney, M. Ada, *Wages, Hours, and Employment in the United States*, 1914—1936, New York: National Industrial Conference Board, 1936.

Bernanke, Ben, "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression," *American Economic Review*, June 1983,73,257 – 76.

——, "Employment, Hours, and Earnings in the Depression: An Analysis of Eight Manufacturing Industries," Working Paper No. 1642, NBER, June 1985.

——and Powell, James, "The Cyclical Behavior of Industrial Labor Markets: A Comparison of the Pre-War and Post-War Eras," in R. J. Gordon, ed., NBER Conference Volume on Business Cycles, forthcoming.

Bernstein, Irving, *The Lean Years: A History of the American Worker, 1920—1933*, Boston: Houghton-Mifflin, 1960.

Brechling, Frank P. R., "The Relationship Between Output and Employment in British Manufacturing Industries," *Review of Economic Studies*, July 1965, 32, 187 – 216.

Bry, Gerhard, "The Average Workweek as an Economic Indicator," Occasional Paper No. 69, NBER, 1959.

Creamer, Daniel, "Behavior of Wage Rates During Business Cycles," Occasional Paper No. 34, NBER, 1950.

Darby, Michael R., "Three-and-a-Half Million U. S. Employess Have Been Mislaid: Or, an Explanation of Unemployment, 1934 – 41," *Journal of Political Economy*, February 1976, 84, 1 – 16.

Daugherty, Carroll R. et al., *The Economics of the Iron and Steel Industry*, New York: McGraw-Hill, 1937.

Davis, Horace B., *Shoes: The Workers and the Industry*, New York: International Publishers, 1940.

Fabricant, Solomon, *The Output of Manufacturing Industries, 1899—1939*, NBER, New York: Arno Press, 1940.

——, *Employment in Manufacturing*, 1899—1939, NBER, New York: Arno Press, 1942.

Fair, Ray C., *The Short-Run Demand for Workers and Hours*, Amsterdam: North-Holland, 1969.

Feldstein, Martin, "Specification of the Labour Input in the Aggregate Production Function," *Review of Economic Studies*, October 1967, 34, 375 – 86.

Ireland, N. J. and Smyth, D. J., "Short-Term Employment Functions in Australian Manufacturing," *Review of Economics and Statistics*, November 1967, 49, 537 – 44.

Lebergott, Stanley, *Manpower in Economic Growth: The American Record Since* 1800, New York: McGraw-Hill, 1964.

Lucas, Robert E., Jr., "Capacity, Overtime, and Empirical Production Functions," *American Economic Review Proceedings*, May 1970, 60, 23 – 27.

——, "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, April 1972, 4, 103 – 24.

——and Rapping, Leonard A., "Real Wages, Employment, and Inflation," *Journal of Political Economy*, September/October 1969, 77, 721 – 54.

——and——, "Unemployment in the Great Depression: Is There a Full Explanation?," *Journal of Political Economy*, January/February 1972, 80, 186 – 91.

Moore, Geoffrey H., "Business Cycles and the Labor Market," *Monthly Labor Review*, March 1955, 78, 288 – 92.

Muth, John F., "Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts," in Robert E. Lucas, Jr. and Thomas Sargent, *Rational Expectations and Econometric Practice*, Minneapolis: University of Minneapolis Press, 1981.

Nadiri, M. Ishap and Rosen, Sherwin, *A Disequilibrium Model of Demand for Factors of Production*, NBER, New York: Columbia University Press, 1973.

Plessner, Yakir and Yitzhaki, Shlomo, "Unemployment and Wage Rigidity: The Demand Side," *Oxford Economic Papers*, July 1983, 35, 202 – 12.

Quandt, Richard E. and Rosen, Harvey S., "Unemployment, Disequilibrium and the Short-Run Phillips Curve: An Econometric Approach," Working Paper No. 1648, NBER, June 1985.

Rees, Albert, "On Equilibrium in Labor Markets," *Journal of Political Economy*, March/April 1970, 78, 306 – 10.

——, "Real Wages and Inflation: Rejoinder," *Journal of Political Economy*, January/February 1972, 80, 192.

Rosen, Harvey S., and Quandt, Richard E., "Estimation of a Disequilibrium Aggregate Labor Market," *Review of Economics and Statistics*, August 1978, 60, 371 – 79.

Rosen, Sherwin, "Short-Run Employment Variation on Class-I Railroads in the U. S., 1947—1963," *Econometrica*, July/October 1968, 36, 511-29.

Rotemberg, Julio, "Sticky Prices in the United States," *Journal of Political Economy*, December 1982, 90, 1187-211.

Sargent, Thomas, "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules Under Rational Expectations," *Journal of Political Economy*, December 1978, 86, 1009-44.

Sayre, R. A., "Wages, Hours, and Employment in the United States, 1934—1939," *Conference Board Economic Record*, March 28, 1940, 2, 115-37.

——, *Consumers' Prices*, 1914—1948, New York: National Industrial Conference Board, 1948.

Stockman, Alan C., "Aggregation Bias and the Cyclical Behavior of Real Wages," research paper, University of Rockester, 1983.

Weiss, Andrew, "Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages," *Journal of Political Economy*, June 1980, 88, 526-38.

Yellen, Janet C., "Efficiency Wage Models of Unemployment," *American Economic Review Proceedings*, May 1984, 74, 200-05.

第 7 章

美国大萧条时期的失业、通货膨胀和工资——对欧洲的启示*

与马丁·帕金森（Martin Parkinson）合著

当代欧洲失业问题的分析家——最近的有罗伯特·J. 戈登（Robert J. Gordon，1988）——曾多次把当代欧洲的失业和20世纪30年代美国的失业相比较。从某种意义上说，这种对比不尽合理：虽然今天欧洲失业严重，但它对人们福利的影响比大萧条的影响低了一个数量级。然而从科学的角度来说，20世纪30年代和80年代的持续失业有可能源于相似的机制，这使此种比较引人注目。

在本章中，我们将考虑美国20世纪30年代的经历，看看它是否

---

* 经允许引自《美国经济评论·论文与学报》（*AER Papers and Proceedings*），Vol. 79（May 1989），210－14。

我们感谢奥林基金会（Olin Foundation）的赞助。我们在普林斯顿（Princeton）的同事布拉·德·朗（Brad De Long）和伯克利宏观历史研究会（Berkeley macro history seminar）的成员们提出了有益的建议。

对我们解决当前欧洲失业问题的三个“谜团”有所启示。这些被广泛讨论的“谜团”是：①高失业的持续性（等价地说，就是经济的自我平衡或自我纠正机制明显失效之谜）；②高失业率对通货膨胀率明显缺乏影响（“浮动的、不加速通货膨胀的失业率”（floating NAIRU①）之谜）；③高失业率和实际工资的持续上涨同时存在（“实际工资黏性”之谜）。我们在这里集中研究数据最完整的制造业，如果能扩展到其他部门就再好不过了。

把20世纪30年代的美国和80年代的欧洲对比，可以发现一些重要的差异，其中最引人注目的是失业的动态变化。和现代欧洲的失业相比，30年代美国的持续失业更多地是由一系列大规模的破坏稳定的冲击（发生于1929—1933年和1937—1938年）引起的，更少地是由一个低水平的均衡陷阱（equilibrium trap）引起的。30年代经济的自我纠正机制可能比我们通常认识到的要强得多。

然而大萧条使现代社会的一个现象得到确认，即失业率水平对通货膨胀率几乎没有独立的影响。我们认为这与宏观理论是一致的。30年代的历史也支持了研究欧洲问题的学者们的看法，即政治因素在实际工资的决定过程中起着重要的作用。

7.1 两次世界大战之间就业的动态变化

我们应该如何刻画20世纪30年代美国制造业部门的就业特征呢？可以确定的是，在1929年到1933年之间的急剧收缩之后，制造业部门的就业没有简单地稳定在一个低水平上（近期的欧洲却是如此）。在1933年到1937年间，美国制造业部门的就业量每季度增长3.4%，总劳动时间每季度增长4.4%，总产出每季度增长5.0%。在1937—1938年间的衰退之后，美国经济开始了强劲的复苏：1938—1940年间制造业部门的就业、总劳动时间、总产出的季度增长率分别为1.8%、2.8%和4.9%。

---

① NAIRU是Nonaccelerating Inflation Rate of Unemployment的缩写——译者注。

一个重要的问题是是否应该像自然失业率理论（natural rate theory）所说的那样，把两次世界大战之间就业量的巨大波动归咎于经济的自我纠正机制。或者说，是否应该认为这种波动是缺乏内生性稳定机制（endogenous stabilizing mechanism）的经济大幅波动的结果。研究这个问题时的一个有用的计量框架是误差修正模型（error correction model）：

设 n_t^* 为“正常就业”或者“充分就业”的就业水平（对数形式），则实际就业（对数形式）n_t 的简单的误差修正模型如下：

$$\Delta n_t = \text{cons tant} + a\,(L)\,\Delta n_t + b\,(n_{t-1}^* - n_{t-1}) + Z_t c + e_t \qquad (1)$$

其中 Δ 是差分算子，a（L）是反映就业短期波动的滞后算子，Z_t 是一列影响就业增长率的平稳变量（stationary variables），e_t 是平稳的残差项。误差修正项 b（$n_{t-1}^* - n_{t-1}$）刻画就业偏离正常就业水平后，向正常就业水平恢复的任何趋势；误差修正参数 b 的值和自回归参数 a（L）的值共同决定了向正常就业水平回复的速度。如果 b 严格为正，那么 n 和 n^* 就是协整的，也就是说，与充分就业率的偏离虽然可能是持久的，但最终必将消失。如果 b 等于 0，那么 n 和 n^* 就可能不是协整的，实际就业率可能会永远偏离于充分就业率。

我们使用 1924 年 2 月到 1941 年 4 月美国制造业部门的月度就业数据的季度平均值来估计方程（1）。制造业部门的劳动力（这里是 n^*）是用斯坦利·勒伯格特（Stanley Lebergott，1964）估计的美国劳动力总量乘以 1929 年 1 月制造业部门雇用的劳动力占美国劳动力总量的比例得出来的。回归中还引入了实际就业增长率的四阶滞后项和季度虚拟变量（seasonal dummies）。对于 Z_t，我们用“未预期到的通货膨胀”的当期值和一阶滞后项作为总需求冲击的度量（首先采用 1930 年之前的数据，用通货膨胀的滞后项和商业票据利率作为预测变量（predictor），估计出一个通货膨胀预测方程，然后用它的残差作为“未预期到的通货膨胀”）。当我们把未预期到的通货膨胀放进方程（1）时，该方程就可以称为误差修正的菲利普斯曲线（error-correction phillips curve，ECPC）。如果 b = 1，a（L）= 0，且

c（L）=0，则误差修正的菲利普斯曲线就退化为一条传统的、静态的、附加预期的菲利普斯曲线。但是一般来说，ECPC 比标准的菲利普斯曲线更加充分地描述了就业的动态变化。

从估计中可以得到两个主要结果。首先，在方程中，未预期到的通货膨胀的系数正确（为正），而且是高度统计显著的；② 其次，在边际显著性水平为 0.06 且"n 和 n^* 之间不存在协整关系"的零假设下，误差修正参数 b 的估计值是 0.15。③ b 的估计值和 a（L）的估计结果（很小而且为负）一起，意味着经济以相当快的速度向充分就业水平调整。举例来说，如果对经济的稳定状态有一个负向冲击，那么我们估计在随后的三个季度里，经济调整能达到实际就业水平和充分就业水平之差的一半以上。另外，在下列情况下得到的结论与此相似：①把在整个样本上估计得到的通货膨胀预测方程的残差定义为"未预期到的通货膨胀"；②用破产银行负债的实际价值来替代未预期到的通货膨胀（作为对宏观经济冲击的另外一种度量）；③把政府真实支出或财政赤字的未预期到的变动加入方程（1）。此外，在方程（1）中使用实际通货膨胀率而不是"未预期到的通货膨胀率"，估计结果也不变。这两种模型设定没有太大差别。稍后我们再说明这一发现的重要性。

20 世纪 30 年代的美国经济真的是一个处于"自然失业率（natural rate）"的经济，而不是一个处于"低水平陷阱（low-level trap）"的经济（多数人认为它有此特点）吗？要驳斥这个结论，我们必须要么证明 1929—1933 年和 1937—1938 年间的经济低迷是劳动力市场内生发展的结果，而不是外部力量作用的产物；要么证明经济的强劲恢复（特别是 1933—1937 年间）仅仅是政策或别的外生力量

② 边际显著性水平是 0.002。由于未预期到的通货膨胀是第一阶段回归的残差，因此给标准误（standard error）带来了偏误（bias），我们对此没有加以修正。当然即便修正该偏误也不可能改变基本的结果。

③ t 统计量是 2.55，然而在零假设下，t 统计量可能不再服从标准分布，因为如果 n 和 n^* 不协整，并且各自不平稳，则 $n-n^*$ 一定不平稳。因而，边际显著性水平是通过一次小型的蒙特卡洛模拟得到的（重复 100 次）。

造成的。[④] 然而，上面第一种看法显然不合理，尤其是对于1929—1933年间的衰退而言，很容易证明在劳动力市场之外还存在抑制经济的力量。第二种看法可能更经得住考验。目前我们自己的观点是，最好认为新政只是为经济自然复苏“扫清了障碍”（例如通过结束通货紧缩和重建金融体系），而不是复苏本身的引擎。

“在萧条时期经济的自我纠正机制很强”这个观点也得到人们的认可。例如，不可否认，20世纪30年代的长期高失业非常重要，其他部门没有像制造业部门一样出现“反弹”。但是现在的欧洲恰恰相反，它并没有受到明显的外部冲击，而就业却停滞不前。

7.2 浮动的、不加速通货膨胀的失业率

戈登（Gordon）所说的“浮动的、不加速通货膨胀的失业率”，是指尽管失业率超过自然失业率，但通货膨胀还持续存在的现象。这种现象描述了近代欧洲和新政时期美国的情形：从罗斯福总统宣誓就职到1937年的衰退，美国的物价上涨了近20%（不过30年代最后几年物价保持平稳）。

“浮动的、不加速通货膨胀的失业率”真的是个不解之谜吗？事实上，没有任何完善的理论隐含了不加速通货膨胀的失业率的支持者们所使用的标准方程——它以通货膨胀率为被解释变量，以失业率对正常水平的偏离为解释变量。理论认为，通货膨胀是由当前的和预期的货币供给与需求决定的。通货膨胀的意外变动或（在那些货币超中性失效的模型中）通货膨胀本身都可能影响就业。[⑤] 也就是说，应该用通货膨胀而不是失业率作为解释变量。这一模型在理论上更优，

---

④ 从计量经济学的角度看，第一个假设对应于在方程（1）中令 $Z_t=0$；第二个假设相当于令 Z_t 的一个元素作为一个虚拟变量，该变量在1933—1937年间为1，在其他年份为0。然而，一旦b的估计量的非标准分布被修正，则进行上述任一种变动，都不能在0.10的显著性水平下拒绝 $b=0$。

⑤ 和“债务型通货紧缩（debt-deflation）”理论一样，费雪—泰勒契约模型（Fisher-Taylor contract model）和卢卡斯总供给曲线（Lucas aggregate supply curve）也隐含着未预期到的通货膨胀或通货紧缩将会影响就业。参见J. 布拉福德·德·朗和劳伦斯·萨默斯（J. Bradford De Long and Lawrence Summers，1986）给出的一个关于大萧条中货币超中性失效的模型。

在实证中表现也更好：如上所述，方程（1）中变量的估计值印证了在两次大战之间，要么是未预期到的通货膨胀，要么是预期到的通货膨胀对就业有显著的影响。

如果我们遵循这一理论来考察货币情况，就不难解释新政时期的价格变动了。罗斯福总统非常相信“通货再膨胀”的重要性，他就职之后很快就实施了一种新的、扩张性的货币制度，这种制度除了包括直接的货币扩张之外，还包括放弃金本位制和重建银行体系等制度。这种制度带来的较高通胀率，可能通过减少债务负担和消除通货紧缩预期等方式，对经济复苏产生积极的影响。⑥ 但是新政时期同时存在的高通胀和高失业并不隐含着什么矛盾。货币状况也许也能解释今天欧洲的持续通胀。

以上都没能解释为什么 20 世纪 80 年代欧洲的失业率一直居高不下，但是这些讨论隐含着在分析持续的高失业时，我们应当较少地关注价格水平的调整，较多地关注抑制经济复苏的实际因素这一问题。

7.3 实际工资“黏性”

人们早就注意到，欧洲的实际工资几乎不受失业率的影响。同样，在 20 世纪 30 年代，美国的实际工资也强劲增长（需要强调的是，这种增长是一种长期现象，与 1931—1932 年间未预期到的通货紧缩诱发的实际工资暂时高起无关）。

我们不能孤立地解释实际工资的这种变动，而必须和 10 年萧条期间劳动力市场上的其他几个发展趋势联系起来。

首先，在那一时期，平均每周工作小时数大大减少。更短的周工作时间可能是因为许多公司选择“工作分享”⑦ 作为一种窖藏劳动力的机制，也可能是因为公司担心裁员太多会给公司带来失业赔偿金方

⑥ 彼特·泰明和巴利·威格莫（Peter Temin and Barrie Wigmore，1988）强调了预期效应。关于当时对罗斯福货币体制变革的报道，可以参见全美工业会议（National Industrial Conference Board，1934）。

⑦ 参见第 5 章注释⑬——译者注。

面的压力。当时周工作时间的减少也因为立法、工会化和雇佣习惯的变化而得到巩固。

其次，20世纪30年代生产率的增长非常强劲。它的一个显著特征是虽然当时大多数行业的资本存量在绝对减少，但是生产率却在增长（在我们构建了数据的行业中，令1929年为基数100，则1937年的就业/资本比率（employment-capital ratio）为：钢铁行业，123.5；纺织行业，167.1；石油精炼业，99.5；汽车行业，139.9；皮革行业，182.1；木材行业，122.7；橡胶行业，158.6；造纸和纸浆业，122.3）。由此可见，20世纪30年代美国生产率的增长与近期欧洲生产率的增长也许不同，它不是资本深化的结果。

再次，新政时期工会组织取得了巨大的成功，它们将一些重要的行业组织了起来，并赢得了一些既有组织的让步，会员数目也翻了一番。

最后，正如桑福德·雅各比（Sanford Jacoby，1985）的优秀著作里记载的，这一时期多数公司的雇佣惯例发生了重大的变化，从工人的角度来看，这些变化大多是有利的。这包括削减工头权力、为工作的稳定性提供更强的保证、规范申诉程序、支付更高的工资等。

劳动力市场的这些变化是怎么结合在一起的呢？一个非常关键的因素是政治环境。罗斯福总统在选举时压倒多数的胜利，表明了公众对政府干预经济的态度的转变。除了上述货币和金融改革之外，新政也带来了很重要的劳动力市场立法。这些新法律对各个行业的直接影响并不均等：例如，《国家工业复兴法》[8] 对皮革、纺织等行业的实际工资有重要影响，而对另一些行业的实际工资则影响很小。类似的，政府支持的工会化对不同行业的直接影响也各不相同。然而，罗斯福总统的计划的间接影响是让雇主们相信，他们必须改变雇佣条件，使之更有利于劳动者，否则，议会或者有议会支持的工会可能会实施更激进的变革。

---

⑧ NIRA是National Industrial Recovery Act的缩写，参见第6章注释㊳——译者注。

在上述劳动力市场的每种变动趋势中，这一政治变化都是一个重要因素。例如，劳动时间立法和工会协议有助于把公司最初实施的更短的每周工作时间制度化。伯南克（Bernanke，1986）指出，在规定工人每周保留工资水平（reservation level）（而不是每小时保留工资水平）的情况下，每周工作小时数减少，会导致平均每小时收入的增加。类似的，政府政策支持工会化，并帮助说服雇主“相信”他们应该采用更加自由的劳动力政策。这两个方面都引起实际工资增长。

最引人注意的问题也许是为什么在30年代资本投资很少的同时，生产率却会增长呢？有一种猜想认为当时惯常的看法——更高的工资和更好的待遇会提高生产率——实际上是正确的。按照这种观点，政府的行为和工会的威胁迫使雇主们勉强地采用了更具盈利性的方式，即第一次广泛地支付了“效率工资”（efficiency wages）。那种认为新政代表了向效率工资制度的过渡的观点，不仅有助于解释当时实际工资的增长，而且也有助于解释生产率的增长。

7.4 结论

除了1937—1938年的衰退之外，在1933—1941年的新政时期，美国经济总体上一直在增长。经济增长的同时，伴随着部分地由政府和工会推动的实际工资的增长。我们一般认为较高的实际工资会抑制总供给，那么这两者为什么可以共同增长呢？如果“向效率工资过渡”的猜想是正确的，那么部分答案是在某种程度上，较高的工资通过提高劳动生产率而“自我支付”（pay for themselves）——也就是“羊毛出在羊身上”。[⑨] 然而更重要的可能是这样一种现象：在不完全竞争市场上，产出既取决于总需求，又取决于实际工资。赫伯

⑨ 原文里没有破折号后面这几个字，是译者自己加的——译者注。

特·胡佛（Herbert Hoover）[10] 和亨利·福特（Henry Ford）[11] 也许是对的：较高的实际工资可能是“自我支付”的，因为从更广泛的意义上说，较高的实际工资拉动了总需求的增长，弥补了它的负面影响——成本的增加。[12]

欧洲的情况又是怎样的呢？有的情况和20世纪30代美国的情况是相似的，尤其是失业水平与通货膨胀的决定因素以及促进实际工资增长的政治因素毫无关系，但是它们之间依然存在着巨大差异，从中可以看出政策上的分歧。特别是罗斯福总统于1933年实施的通货膨胀政策可能有助于提高就业（因为它是金融复兴计划的一部分，并且对逆转1933年之前几年的通货紧缩预期至关重要）但这不一定意味着通货膨胀就能帮助今天的欧洲。类似的，由于新政时期实际工资的增长提高了生产率和总需求，因此没有抑制经济复苏。但是我们千万不能因此妄下结论，认为较高的实际工资一定有益于欧洲经济复苏。

参考文献

Bernanke, Ben S., “Employment, Hours, and Earnings in the Depression: An Analysis of Eight Manufacturing Industries,” *American Economic Review*, March 1986, 76, 82 – 109.

De Long, J. Bradford and Summers, Lawrence H., “Is Increased Price Flexibility Stabilizing?,” *American Economic Review*, December 1986, 76, 1031 – 44.

⑩ 全名是赫伯特·克拉克·胡佛（Herbert Clark Hoover，1874.8.10—1964.10.20），美国共和党人，1929—1933年任美国第31任总统。他上台不久大萧条就爆发了，美国经济坠入深渊。尽管信奉自由放任主义的胡佛也进行了不少努力，但最终无力回天。在1932年大选中他被富兰克林·罗斯福击败。中文文献中，对于胡佛的经济思想和经济政策的详细分析，可以参见胡国成著的《塑造美国现代经济制度之路》第4章，中国经济出版社，1995——译者注。

⑪ 参见第6章注释㊾——译者注。

⑫ 总需求分析并不要求假定（这和生命周期理论不一致）工人整体上有较高的边际消费倾向。我们只要求资本市场上存在借款约束，使工人不能以未来收入为抵押进行借款，再加上工人认为萧条时期的收入低于他们的永久收入这一假设就足够了。

Gordon, Robert J., "Back to the Future: European Unemployment Today Viewed from America in 1939," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1998, 271 - 304.

Jacoby, Sanford M., *Employing Bureaucracy: Managers, Unions, and the Transformation of Work in American Industry*, 1900—1945, New York: Columbia University Press, 1985.

Lebergott, Stanley, *Manpower in Economic Growth: The American Record Since* 1800, New York: McGraw-Hill, 1964.

National Industrial Conference Board, *The New Monetary System of the United States*, New York, 1934.

Temin, Peter and Wigmore, Barrie A., "The End of One Big Deflation," Working Paper No. 503, MIT, October 1988.

第 8 章

顺周期的劳动生产率和各种经济周期理论：来自两次世界大战之间美国制造业部门的证据*

和马丁·帕金森（Martin Parkinson）合著

8.1 导言

从哈特格林（Hultgren，1960）发现平均劳动生产率的顺周期行为——也称为劳动的短期回报递增（short-run increasing returns to labor，SRIRL）——至今，它已经成为宏观经济的一个基本特征事

* 经授权引自《政治经济学杂志》（*Journal of Political Economy*），vol. 99，no. 3（1991）。芝加哥大学（The University of Chicago）版权所有。（原文如此，实际上这篇文章是发表在 *Journal of Political Economy*，vol. 99，no. 3（Jun.，1991）上，而不是这里说的 no. 31——译者注。）

我们感谢审评专家所提出的有益意见，也非常感谢国家科学基金（National Science Foundation）和澳大利亚财政部（Australia Treasury）提供的经费支持。文中所述仅是我们自己的观点，并不代表财政部。

实。对不同国家、不同样本期以及从公司到国家经济的各个层面的研究都证实了顺周期生产率的普遍性。

对顺周期生产率的最早研究，大多数是在 20 世纪 60 年代和 70 年代早期进行的，其中布雷奇林（Brechling，1965）、顾（Kuh，1965）、鲍和圣西尔（Ball and St. Cyr，1966）、索洛（Solow，1968）、费尔（Fair，1969），以及西姆斯（Sims，1974）等人都为此作出了贡献。最近，在研究实际经济周期的过程中又开始关注 SRIRL（Prescott，1986b）；菲和梅多夫（Fay and Medoff，1985）、霍尔（Hall，1987，1988a，1988b）、罗腾伯格与萨默斯（Rotemberg and Summers，1988）以及切利克（Chirinko，1989）等人的注意力也再次集中到了 SRIRL 上。大家对 SRIRL 兴趣重生的原因越来越清楚：对 SRIRL 的解释作了选择，实际上必须要在现代各种主要的经济周期理论中进行选择。

关于 SRIRL，迄今已经提出三种主要的解释：技术冲击（technological shocks）、真实回报递增（true increasing returns）以及劳动力窖藏（labor hoarding）。每一种解释都与一种周期模型紧密相关。

正如普雷斯科特（Prescott，1986b）所阐述的，技术冲击解释为富有竞争力的实际经济周期理论所支持。在实际经济周期模型中，技术变化是周期性波动背后的驱动力，而劳动供给的跨期替代（intertemporal substitution）则是关键的传播机制。在实际经济周期模型中，即使假设劳动投入的边际回报递减，劳动生产率也是顺周期的，因为繁荣就是技术条件特别有利的时期。在繁荣时期，为了抓住这个生产率特别高的机会，厂商会多投入劳动，因而工人也可以得到暂时较高的实际工资。

“SRIRL 反映了（技术水平固定时）生产函数中真实回报递增”的观点，是由霍尔（Hall）倡导的（参见上文注释）。拉米（Ramey，1987）、切利克（Chirinko，1989）等人已经提供了支持这一观点的证据。因此霍尔将经济周期描述成沿着固定的生产函数运动，而普雷斯科特却认为是生产函数本身在随着经济周期移动。真实回报递增是

那些把周期看作具有最优生产束（bunching of production）的时期的模型的基本组成要素。回报递增通常隐含着一种非竞争性的行业市场结构，尽管当回报递增对于公司来说是外部性时情况未必如此（墨菲、施莱弗和维什尼（Murphy，Shleifer and Vishny，1989）。下面我们将集中讨论回报递增对公司来说是内部性的情况，但是也会对外部性回报递增的情况进行简单评论。

对 SRIRL 的传统解释是劳动力窖藏，这是从劳动的准固定性（quasi fixity）中得出的（Becker，1962；Oi，1962；Rosen，1968），也是通常被凯恩斯主义者所接受的解释。其观点是，如果在短期内不能无成本地调整劳动力，那么随着周期而“熨平”劳动投入（即在经济低迷时“窖藏”劳动）对公司就可能是有利的。① 有了这些窖藏的劳动，在繁荣时期，公司就能比衰退时期更集约地利用劳动；这种对劳动的利用随周期而变化，就导致了回报递增的幻觉。② 这一劳动力窖藏的解释对凯恩斯主义者来说是具有吸引力的，因为它使 SRIRL 现象和凯恩斯主义者的观点——大部分周期都是需求驱动的——相一致，而且不必放弃生产函数中回报递减的假设。罗腾伯格和萨默斯（Rotemberg and Summers，1988）最近提出了劳动力窖藏和凯恩斯主义分析之间的另一种联系，他们表明，在某些情况下，劳动力窖藏可能是价格刚性（price rigidity）的一种结果。

因为这些理论对 SRIRL 的解释迥然不同，而且选择哪一个理论具有重大的实践意义，所以我们乐于见到 SRIRL 的任何证据。在本文中，我们用两次大战之间（1923—1939）美国制造业的一个样本来研究 SRIRL，显然这是一段极具周期性波动的时期。更重要的是可能存在一个识别约束（identifying restriction），我们更愿意将其应用

---

① 除了调整成本之外，劳动力窖藏的另外一个动机是：存在固定数量的“管理劳动力”（overhead labor），他们的存在对生产过程的运转来说是必要的。如果某个管理劳动力被计算在生产工人（production workers）之内，即使真实的边际成本是常数或者是递增的，我们也可以在数据中观察到看似 SRIRL 的现象。本文强调成本动机，但在结论部分会回到管理劳动力问题。（也有人把“overhead labor”译为“间接劳动”，我们认为“管理劳动力”更合适些——译者注）

② 应该注意到，劳动力窖藏未必意味着顺周期生产率。另外的必要条件是劳动力使用的集约程度（intensity of labor utilization）是可以变化的，而且公司发现在短期内用劳动使用率的增长（减少）来代替就业量或工作小时的增长（减少）是有利可图的。

到这段时期而不是战后时期。具体来说，我们认为两次大战之间（至少在20世纪30年代）的周期性波动不可能归因于个别制造行业的生产函数所受到的技术冲击。在这个约束下，如果实际经济周期理论是正确的，那么在大萧条时期，SRIRL现象就理应比战后更少。相反，我们发现二战之前的劳动生产率要比二战之后更具有顺周期性。在我们看来，这就强烈否定了试图解释SRIRL的技术冲击理论，因此也就否定了实际经济周期理论。下文将对此详细解释。

这样，关于两次大战之间的SRIRL就还剩下两种可能的解释，即真实回报递增和劳动力窖藏解释。我们提出了两个检验来区别这些解释。两个检验都是建立在这样的观点上，即如果存在真实回报递增（而且如果非劳动投入保持不变），那么当期行业产出（industry output）和当期行业劳动投入就应该互为“充分统计量”（sufficient statistics）。也就是说，给定当期行业产出时，没有其他变量可以帮助预测同期行业劳动投入水平，反之亦然。使用这些检验，对我们样本中的一些行业，我们可以拒绝纯粹回报递增而接受劳动力窖藏，但是对其他行业却不能这样。因此，对于回报递增和劳动力窖藏在两次大战之间的行业里的相对重要性，我们得不到一个一般性的结论；可能这两种因素都有助于解释两次大战之间的SRIRL。

论文的其余部分组织如下：第8.2节描述了一个简单的一般框架，来考察对短期劳动回报递增的几种可能的解释。第8.3节简述了两次大战之间的数据集。第8.4节论述了两次大战之间的SRIRL。第8.5节讨论了这个发现对技术冲击假说的含义。第8.6节着重解释回报递增和劳动力窖藏。第8.7节给出结论。

8.2 对SRIRL的各种解释：一个一般框架

对SRIRL的近期研究，多数采取了解释“索洛剩余”（Solow residual），或者说产出减去要素贡献加权投入（factor-share-weighted inputs）这样一种形式。但是，只有在富有竞争力的实际经济周期理论中，索洛剩余才有明确的经济含义（作为对没有体现出来的技术

进步的一种度量）；在其他理论中，索洛剩余并不与任何基本经济概念相对应。因此我们发现，如果完全避开索洛剩余，并使用更原始的分析框架来分析生产函数，将会使问题更加清楚。本节我们将说明：可以用简单的计量经济学术语把对 SRIRL 的不同解释表达为对生产函数中一个回归系数的不同解释。

考虑柯布—道格拉斯（Cobb-Douglas）生产函数

$$Q_t = A_t K_t^{\alpha} N_t^{\beta} \tag{1}$$

其中 Q 是产品附加值（value-added），[③] A 是表示希克斯中性技术进步的参数，而 K 和 N 是对资本和劳动投入的度量。我们不作规模报酬不变的假设。如果像在弹性—刚性模型（putty-clay model）中那样需要区分事前和事后生产函数，那么方程（1）指的是事后生产函数。

因为非线性（nonlinearity）和可能的非平稳性（nonstationarity）使（1）的直接估计变得复杂，所以我们采取对数和差分形式。方程（1）变成：

$$q_t = \alpha k_t + \beta n_t + \varepsilon_t \tag{2}$$

其中小写字母表示对数差分，而且 $\varepsilon = \Delta \ln A$。在下文的估计中，我们在方程（2）中加入一个常数项，从而使 ε 的均值为 0。

在竞争和报酬不变的条件下，参数 β 将等于劳动贡献率。然而，在时间序列数据上对（2）进行普通最小二乘法回归，将得到比劳动贡献率大得多的 β 估计值。实际上，通常 β 的估计值等于 1.0 或更大，这表明平均劳动生产率的增长率 $q - n$ 是顺周期的（n 增长）。这就是 SRIRL 之谜。

在导言中给出的对 SRIRL 的几种解释可以被表述为为什么方程（2）中参数 β 的 OLS 估计值会超过我们观察到的劳动者所得到的收入份额？

1. 根据富有竞争力的实际经济周期理论，β 的真实值等于劳动

③ 在我们的实证应用中，只有总产出（total physical output）序列，而没有附加值序列，因此我们必须假设在资本和劳动可以互相替代时，资本—劳动加总量（capital-labor aggregate）和物质材料（materials）以固定比例生产投入。

贡献率。但是，因为方程（2）中的解释变量 n 和误差项 ε 之间存在正相关，所以 β 的 OLS 估计值是上偏的。这种相关性的出现是因为当生产率增长暂时较快时（ε 大时），雇佣者的最优选择也是增加劳动投入（n 也高）。更正式来说，OLS 估计值的偏倚（bias）是 $\rho_{n\varepsilon}\sigma_\varepsilon/\sigma_n$，其中 $\rho_{n\varepsilon}$是 n 和 ε 的相关系数，而 σ_n 和 σ_ε 分别是它们的标准差。如果劳动供给的跨期替代使 $\rho_{n\varepsilon}$为正，那么偏倚项将为正。

2. 在回报递增理论下，并且在没有明显的技术冲击时，β 的 OLS 估计值是方程（2）中技术参数 β 的一个正确估计。[④] 在这种观点中，因为存在真实回报递增，β 的估计值会超过 1。在垄断或垄断竞争的市场结构里，这种情况下的劳动贡献率是 $\beta(1-\theta)<\beta$，其中 θ（$0<\theta<1$）是需求对这个公司产出的反弹性（inverse elasticity）。

3. 如果用劳动力窖藏理论来分析，方程（2）就是误设的（misspecified），因为它的右边把生产中的一个不可观测的因素——劳动力努力程度（labor effort）或劳动使用率（labor utilization）——遗漏掉了。在这种方法下，真实的生产函数不是（2），而应该是：

$$q_t = \alpha k_t + \beta n_t + \delta e_t + \varepsilon_t \tag{3}$$

其中 e 是劳动力努力程度的增长率。[⑤] 遗漏这一项意味着 β 的 OLS 估计值的期望值将是 $\beta+\delta\gamma$，这里 γ 是把 e 对 k 和 n 进行回归时得到的 n 的系数。假设 $\delta>0$（更多的努力可以带来更多的产出），并且 $\gamma>0$（如果公司对需求增加的反应是既要求劳动力在短期内付出更多的努力，又投入更多的劳动，那么劳动力努力程度的增长和劳动投入将是正相关的）。因此，偏倚项是正的，β 的估计值将超过真实值。

当存在劳动力窖藏时，劳动贡献率的决定将非常复杂，它取决于对劳工努力的补偿、就业调整率（rate of employment adjustment）以及市场结构等因素。但是劳动贡献率一般仍然低于 β 的估计值。

---

④ 严格来讲，生产率冲击 ε 的方差不能为 0，否则生产函数（2）的估计值必须和数据完全拟合。因为我们不期望能看到一个完全的拟合，所以我们就必须考虑到 var（ε）> 0；为了使 β 的 OLS 估计值是无偏倚的，ε 必须被解释为度量误差或者是与就业无关的、不可预测的产出变动。或者，如果与产品需求的方差和也会影响均衡就业的劳动供给冲击相比，var（ε）很小，那么 β 的 OLS 估计量将只是轻微有偏倚的。

⑤ 对 e 的另一种解释是，认为它是资本和劳动的利用率的加权变化。

本文的目的是：使用两次大战之间的数据，尽量把对 SRIRL 的三种解释区别开来。在分析之前，先简单讨论一下这些数据。

8.3 数据

对 SRIRL 的大部分研究都使用了战后数据（一个明显的例外是哈特格林的论文（Hultgren，1960）；并请参见伯南克与鲍威尔的著作（Bernanke and Powell，1986））。在本文中，我们将研究两次大战之间相对细分的数据。[⑥]

我们使用的是季度数据（由月度数据加总而得），[⑦] 大多是两位编码（two-digit）[⑧] 的制造业层次上的数据，覆盖的时期为 1923 年第 1 季度至 1939 年第 4 季度（1923 年之前的大部分数据都无法获得；在 1939 年之后，战时生产严重影响了工业产出的结构，如果仍使用相同的生产函数，就会产生问题）。使用行业水平数据而非制造业的整体数据，可以减少加总偏倚（aggregation bias），并使我们能避开那些其生产指数是基于按比例增大的投入量（scaled-up input measures）构造的而不是基于对物理产出的直接度量构造的行业。我们将分别对 1924 年至 1939 年（保留第一年数据，以便进行差分和使用滞后变量）和 1929 年至 1939 年（为了把大萧条隔离开）这两个样本期进行分析。

与伯南克（Bernanke，1986）使用过的样本相类似，整个 1929 年至 1939 年样本期的数据是从以下 8 个行业中找出的：（1）钢铁及钢铁制品；（2）木材及相关产品（allied products）；（3）汽车；（4）石油精炼；（5）纺织及纺织制品；（6）皮革及皮革制品；（7）橡胶及相关产品；（8）纸浆、造纸及相关产品。对于 1932 年至 1939 年样本期，我们还使用了另外两个行业的数据：（9）石材、黏土和玻璃

⑥ 参见第 5 章注释①——译者注。
⑦ 我们在时间上加总，希望这能减少可能的度量误差或来源不同的数据序列的时频错配（temporal misalignments）的影响。我们的结果并不严重依赖于这种加总。
⑧ 参见第 5 章注释②——译者注。

及其制品行业；（10）有色金属及其制品行业。

在两次大战之间，这10个行业的就业一共占制造业部门总就业量的1/5。表8—1还列出了关于这些行业的其他信息。

表8—1　　1935年样本中各行业的劳动贡献率、行业规模、平均就业量以及集中度

行业	劳动贡献率	公司数目	平均就业量*	集中度**
钢铁	0.477	8 105	108	0.394
木材	0.504	16 127	36	0.109
汽车	0.486	946	410	0.739
石油	0.307	395	196	0.361
纺织	0.542	22 847	74	0.136
皮革	0.528	3 506	89	0.232
橡胶	0.433	466	246	0.619
纸浆	0.378	779	163	0.167
石材、黏土和玻璃	0.381	5 846	41	0.376
有色金属	0.404	5 411	40	0.385

*雇佣劳动者年平均就业量，不包括领工资的行政人员及经营者。这些数据以及劳动贡献率和公司数量的数据都来源于1937年及（或）1939年的《制造业双年份普查》（*Biennial Census of Manufactures*）。

**四公司集中度，其定义为一个行业中最大的四家公司（根据附加值计算）在全行业附加值中所占的比例。这些集中度是根据美国国家资源委员会（U. S. National Resources Committee，1939）发布的《美国经济结构》（*Structure of the American Economy*）中的数据计算而得。

这次研究的基本数据涉及每个行业的产出和劳动投入；使用的其他数据会在下文合适的地方进行介绍。产出由联邦储备的工业产值指数（index of industrial production）的组成部分来度量，每个行业的劳动投入由总工作小时数（就业量乘以每周平均工作时数）来度量。就业量和工作小时数的数据主要来自劳动统计局（Bureau of Labor Statistic，BLS），[⑨] 并用《劳动月评》（*Monthly Labor Review*）[⑩] 和贝尼（Beney，1936）提供的全美工业会议（National Industrial Conference Board）的数据加以补充。本文使用的所有数据都可以提供给读者。关于这些数据的来源和所作调整的更多细节，请参见帕金森（Parkinson，1990）。

8.4 两次大战之间的 SRIRL

本节将证明在我们使用的两次大战之间美国制造业的样本中，存在 SRIRL 现象。

估计方程（2）需要有每个行业的产出、资本和劳动投入的数据。正如在第 8.3 节说明的那样，我们可以得到产出和劳动投入的月度数据，然后将其加总得到季度数据，但是资本存量（capital stock）数据却很难获得。

我们使用克里默、多布罗沃斯基与伯伦斯坦（Creamer，Dobrovolsky and Borenstein，1960）和杜赫斯特等人（Dewhurst et al.，1955）的数据来构建行业资本存量数据序列。我们采用的程序是把所能得到的 1929 年到 1937 年的基准（benchmark）行业资本存量估计值与年度总投资数据结合在一起，得到行业年资本存量；然后通过插值法（interpolation）得到季度估计值。但不幸的是，使用这些构

---

⑨ 请特别参见 BLS 的第 610 号公告，“工厂就业量和工资薪金的修正指数”（*Revised Indexes of Factory Employment and Payrolls*，1919—1933）（1935 年 2 月），以及 BLS 的更新文件“工厂就业量和工资薪金的修正指数”（*Revised Index Numbers of Factory Employment and Pay Rolls*）（1938 年 9 月）和“工厂就业量和工资薪金的指数”（*Index Numbers of Factory Employment and Pay Rolls*）（1940 年 5 月）。

⑩ 也有文献翻译为《月度劳动评论》、《每月劳工评论》等——译者注。

建的序列来估计对数—差分生产函数（2），所得到的资本存量的系数估计值都不是统计显著的，并且符号也常常错误。也许这反映了资本存量数据的低质量（尤其是在数据频率较高的情况下）。或者，如果经济在整个时期有持续的超额生产能力，那么行业资本存量的大小（在边际水平上）有可能与行业生产率无关。无论如何，在接下来的回归中，我们将去掉资本存量序列，而用针对行业（industry-specific）的常数项来刻画资本的任何增长趋势。⑪ 有一点非常重要，即无论包含或不包含资本存量序列，劳动投入的估计系数在本质上都是一样的。⑫

表 8—2 给出了行业产出增长率对行业劳动投入增长率和一个常数项（排除了资本投入项）进行 OLS 回归的结果（在这里以及接下来的回归中都包括季节虚拟变量）。表中第 1 列表示在整个样本期（1924 年第 1 季度至 1939 年第 4 季度）中劳动投入的估计系数 β。第 2 列表示当样本期被限制在大萧条时期（1929 年第 1 季度至 1939 年第 4 季度）时的估计系数。为便于比较，第 5 列给出了在战后相同行业（或者在数据允许的情况下尽量匹配）的劳动投入的估计系数（暂时不管第 3 和第 4 行）。和两次大战之间行业的情况一样，战后行业产出也由联邦储备工业产值指数来度量，劳动投入数据则来自 BLS；表 8—2 的注释给出了具体的样本期。这里给出的标准差是使用伍德里奇（Wooldridge，1989）提出的方法计算得出的，它对异方差（heteroskedasticity）和序列相关（serial correlation）是稳健的（robust）。⑬ 传统的 OLS 标准差（没有报出）通常接近稳健的标准差；在少数几处二者会有差别，但尚不至于影响定性的结论。

---

⑪ 当然，在大萧条时期总投资率是很低的，所以对大部分行业来说，资本存量的趋势可能是负的。

⑫ 根据评审专家的建议，我们以 1935 年行业要素贡献率为权重，对资本和劳动进行加权得到资本—劳动加总量（capital-labor aggregate），然后用它的增长率代替劳动投入的增长进行分析。采用这种替代方法得到的劳动投入的系数，与这里给出的系数实际上完全相同。

⑬ 伍德里奇（Wooldridge）的方法，在思想上与怀特（White，1984）等人早期提出的方法是类似的；它的主要优点是计算比较简单。

表 8—2　　劳动投入的系数的估计值

行业	普通最小二乘法 OLS		工具变量		战后 OLS
	1924—1939 年 (1)	1929—1939 年 (2)	1924—1939 年 (3)	1929—1939 年 (4)	1955—1988 年 (5)
钢铁	1.53 (0.17)	1.51 (0.17)	1.48 (0.19)	1.45 (0.18)	1.66 (0.10)
木材	1.11 (0.04)	1.07 (0.05)	1.06 (0.04)	1.01 (0.04)	0.86 (0.05)
汽车	1.26 (0.15)	1.21 (0.15)	1.33 (0.21)	1.20 (0.21)	1.05 (0.06)
石油*	0.36 (0.10)	0.42 (0.07)	0.96 (0.40)	0.80 (0.38)	−0.04 (0.03)
纺织	1.03 (0.12)	1.09 (0.17)	1.34 (0.28)	1.12 (0.36)	1.03 (0.13)
皮革	0.61 (0.10)	0.58 (0.08)	0.69 (0.08)	0.71 (0.08)	0.83 (0.03)
橡胶	1.21 (0.06)	1.21 (0.07)	1.30 (0.10)	1.27 (0.10)	0.98 (0.06)
纸浆	1.10 (0.10)	1.11 (0.10)	1.04 (0.09)	0.99 (0.09)	1.04 (0.38)
石材、黏土和玻璃	—	1.11 (0.07)	—	0.99 (0.11)	0.94 (0.10)
有色金属	—	1.38 (0.03)	—	1.18 (0.10)	1.23 (0.07)

注：数据为季度数据。圆括号中为标准差。所有回归都包括一个常数项和 3 个季度虚拟变量。关于两次大战之间的回归，第 1 列和第 3 列的样本期为 1924 年第 1 季度至 1939 年第 4 季度；第 2 列和第 4 列的样本期为 1929 年第 1 季度至 1939 年第 4 季度（对于石材、黏土和玻璃行业及有色金属行业来说是 1933 年第 1 季度至 1939 年第 4 季度）。战后的回归即第 5 列的样本期是 1955 年第 2 季度至 1988 年第 4 季度（其中纸浆行业的样本期为 1958 年第 2 季度至 1988 年第 4 季度）。⑭ 工具变量回归中的工具变量是实际政府支出、现金/存款比率，破产银行的实际存款额的对数差分的当前值和一阶滞后项。

*在战后回归中使用月度数据，得到的结果系数为 0.07，标准差为 0.04。如果使用季度数据，并对每一次石油冲击、1969 年和 1980 年的石油行业罢工以及 1964 年以后的行业就业趋势的变动分别设置虚拟变量，并且考虑了每一次冲击后发生的季节性模式（seasonal pattern）变化，则该系数变成 −0.06，而标准差仍是 0.04。

⑭ 在本书原著中，这句话是：The sample period for the postwar regression, col. 5, is 1958: 2—1988: 4 for pulp)，显然有误。因此这里根据本文在 *Journal of Political Economy*, vol. 99, No. 31.（Jun., 1991），pp. 439–459 发表时的原文译出。该句原文是：The sample period for the postwar regression, col. 5, is 1955:2—1988:4 (1958:2—1988:4 for pulp)——译者注。

表8—2的一个主要信息是SRIRL是两次大战之间的一个常见特征。[15] 在10个样本行业中，只有两个（石油精炼和皮革及皮革制品）的β估计值小于1。如表8—1所示，对这8个β估计值大于1的行业中的任何一个来说，劳动在附加值中的贡献率与β的估计值之间的差异都是高度统计显著的。关于两次大战之间的SRIRL的这一发现并不取决于样本中是否包含20世纪20年代：从整个两次大战之间的样本和从1929年至1939年的子样本中得到的估计值非常相近。

表8—2的另一个明显特征是从两次大战之间的样本和战后的样本得到的估计值很相似。尽管这两个时期在经济环境、重要产品和生产过程的创新上截然不同，对行业的定义也不能很好地匹配，但是两次大战之间和战后的行业β的估计值之间的相关系数为0.9；等级相关系数（rank correlation）为0.82。同时还要注意到，两次大战之间的β的未加权均值比战后时期稍高一些，分别是1.07和0.96。

总而言之，我们的结论为，有强烈的证据表明，在两次大战之间的制造业数据中存在SRIRL现象，而且10年大萧条的样本和两次大战之间的整个样本之间，或者两次大战之间的样本和战后的样本之间，在这一点上都几乎没有差别。

8.5 技术冲击假说

现在来考虑我们对两次大战之间的研究结果与第8.2节勾勒的对一般SRIRL现象的三种解释之间的关系。首先从技术冲击假说开始。

我们认为，对两次大战之间的SRIRL的研究结果（β的估计值大于1），对于实际经济周期学派倡导的SRIRL的技术冲击假说来说是一个严重挑战。理由如下：包括那些实际经济周期学派的拥护

[15] 伯南克和鲍威尔（Bernanke and Powell，1986）发现了一个类似的结果。

者在内，没有人严肃地主张大萧条主要是由行业生产函数所受到的技术冲击引起的。[16] 从产出和就业量的大幅波动是源于其他类型的冲击（比如，总需求或要素供给所受到的冲击）这个意义上来说，如果继续坚持实际经济周期的假设，那么 SRIRL 在大萧条时期理应是不明显的。我们应该观察到劳动回报递减现象。但是正如我们所看到的，在两次大战之间的 SRIRL 至少与战后时期的一样强，这样就和实际经济周期的预言相矛盾。

这一点可以用第 8.2 节的讨论方式重新表述。回想一下，在技术冲击假说下，β 估计值的偏倚与 $\sigma_\varepsilon/\sigma_n$ 成比例，其中 σ_ε 和 σ_n 分别是技术增长率和劳动投入的标准差。[17] 我们可以从这些数据中直接观察到：随着行业的不同，两次大战之间的季度劳动投入增长 σ_n 的标准差比战后大约高两到三倍。因此，当假设真实的 β 在两个时期内相近（并且事实上劳动贡献率没有太多变化）时，只有认为两次大战之间的技术变化的标准差 σ_ε 也比战后大两到三倍，技术冲击假设才可以解释两次大战之间的 SRIRL。这就相当于用技术可变性（technological variability）的一个巨大的外生增长来解释大萧条，从历史上看，我们认为这是说不通的。

对实际经济周期的一个可能的反驳是，促成大萧条的很多实际冲击——包括对支付和信用体系的冲击、欧洲政治的不稳定、关税大战、农产品价格下跌、由第一次世界大战引起的部门“不平衡”以及影响价格和工资设定的新政政策——都可以被笼统地认为是“生产率冲击”（productivity shocks），如果从字面意思上来说不算是技术冲击的话。这样一来，就可以秉承实际经济周期理论解释战后 SRIRL 的方法，得到

---

⑯ 如可以参考普雷斯科特（Prescott，1986a，p. 29）。伯恩斯坦（Bernstein，1987）提出，虽然两次大战之间以广泛发生的创新活动为特征，但是大萧条的 10 年所发生的技术变化却局限在少数行业中。帕金森（Parkinson，1990）重新研究了可获得的关于这里所研究的具体行业的技术变化的资料，并得出结论：虽然在大萧条期间确实发生了创新，但其影响范围相对适中。这与 20 世纪 30 年代较低的总投资率相一致。无论如何，要解释大萧条期间产出和就业量的急剧下降，都需要有负向的技术冲击。

⑰ 比例因子是 $\rho_{n\varepsilon}$，即劳动供给对技术冲击反应的相关系数。这个相关系数的大小取决于工人跨期替代（substitute intertemporally）的意愿以及生产力冲击的预期持久性，较小的冲击会引起较强的反应。虽然我们不知道工人事前的想法，但是大萧条还是演变成了一次极为持久的冲击，所以甚至还不如说 $\rho_{n\varepsilon}$ 使技术冲击假说更难以解释两次大战之间的数据中存在的 SRIRL 现象。

一种对两次大战之间 SRIRL 的解释，即在两次大战之间，其他类型的实际冲击发挥了定义较窄的技术冲击的作用。

为了清楚起见，应该强调一下：我们并不否认实际冲击对大萧条很重要（很明显它们确实很重要），甚至有可能构建这样一个均衡模型，把大萧条解释成对这些冲击的一种反应。这里的问题其实是，在大萧条时期发生的实际冲击能否用一种和实际经济周期理论相一致的方式来解释 SRIRL 现象。为了做到这一点，有必要让这些冲击首先通过改变在给定资本和劳动投入水平下能够生产出的工业产出数量来发挥影响。也就是说，它们必须是"类似 ε（ε-like）"的冲击，其中 ε 是方程（2）中的误差项。此外，从实际冲击通过其他方式——例如通过改变劳动供给、产品和劳动市场的结构，或者通过改变新资本品的期望边际生产率——产生影响这一方面来说，它们原本应该引致逆周期的而不是顺周期的劳动生产率。⑱ 从计量经济学的角度看，使 σ_n 上升而 σ_ε 不上升的实际冲击将不会带来 SRIRL 现象。

在 20 世纪 30 年代期间发生的实际冲击，在功能上等价于（functional equivalents）行业生产函数所受到的技术冲击吗？不妨考虑一些可能的情形。例如，我们可以推测，贸易限制（trade restriction）可能会影响中间投入品的成本或可获得性；假设我们必须用总产值而不是附加值来度量产出，那么在我们的实证分析中，用劳动替代中间投入品就会表现为负向的生产率冲击。虽然这在理论上是可能的，但关于贸易限制的破坏性影响的直接证据却很微弱。特别的，1930 年的斯穆特—霍利关税（Smoot-Hawley tariff）⑲ 主要影响了

⑱ 特别的，关于大萧条的一些现存的经典解释一般都不符合回报递减和 SRIRL 现象。例如，考虑卢卡斯和拉平（Lucas and Rapping，1969）的解释，他们认为工人对实际工资认识有误，并因而减少了劳动供给。在实际经济周期假设下，这种引致的、沿着回报递减的生产函数的运动，原本应该推出逆周期的劳动生产率，而不是所观察到的顺周期的生产率。

⑲ 指 1930 年美国臭名昭著的《斯穆特—霍利关税法案》（*Smoot-Hawley Tariff Act*）中规定的关税。1929 年经济危机爆发，美国股市崩溃，经济陷入衰退，共和党政府倾向采取保护主义，以缓解危机。参议员里德·斯穆特（Reed Smoot）与众议员威利斯·C. 霍利（Willis C. Hawley）联手提出该法案，并于 1930 年 6 月得到总统胡佛的签署。该法案大幅提高进口关税，使平均关税从 38% 上升到 52%，其初衷是将美国人日渐萎缩的需求从进口商品引向本国产品，但结果却引发了世界范围的关税壁垒战，其他国家纷纷对美国以牙还牙，导致世界贸易迅速下滑。很多人相信这是其后不久出现的大衰退的导火线——译者注。

农产品的进口和制成品，而不是中间产品（Eichengreen，1986）。事实上，由于在世界范围内对原料及商品的超额供给，大部分中间品的实际进口价格（含关税）在大萧条期间是下降的。

非严格的技术性生产力冲击的另一个可能来源是20世纪30年代早期货币和金融体系的崩溃，很多大萧条的研究者都认为这一点很重要。理论上说，货币和信用可以被看作其他投入的替代品，这意味着对支付和信用机制的扰乱可能会降低劳动生产率。[⑳] 但是，伯南克（Bernanke，1983）引述卢茨（Lutz，1945）的话，认为美国大部分大公司（在我们的样本中它们占去产出和就业量的重要份额）在20世纪30年代都拥有非常充足的现金和流动性储备，从而可以为营运资本需求进行融资；[㉑] 亨特（Hunter，1982）也得出了类似的结论。以此为基础，伯南克（Bernanke）总结指出：至少在美国，金融影响（financial effects）在更大程度上是通过降低总需求（包括对新投资的需求）来发挥作用的，而不是通过影响给定资本和劳动投入所能生产的产出数量来发挥作用的。

我们可以得出结论：两次大战之间的经济冲击不可能以技术冲击假说的"笼统版本"（broad version）所要求的方式进入行业生产函数，但是即使未来的研究能够确认这种形式的冲击，关于这种"实际但不严格的技术性"冲击的想法还存在另一个问题。这个问题就是：如何解释利用两次大战之间的样本和战后样本估计出的 β 值之间高度的横截面（不同行业之间的）相关性（cross-sectional correlation）。为了使这种相似性得到合理的解释，必须要求两次大战之间影响单个行业生产函数的实际冲击所解释的每个行业就业量变动的百分比，应与战后影响行业生产函数的真实技术冲击所解释的百分比相同。换句话说，即使在两次大战之间影响生产函数的冲击（例如信用冲击）与战后相应的冲击性质不同，实际经济周期假说也要求每个行业的偏倚项 $\rho_{n\varepsilon}\sigma_\varepsilon/\sigma_n$ 在战前和战后是近似相等的。这将是

⑳ 金和普洛瑟（King and Plosser，1984）正式分析了这种观点。
㉑ 卢茨（Lutz）的大公司样本包括汽车、钢铁、建材、化学、石油以及纺织行业的大部分公司，它们与我们研究的样本中的行业都有一定程度的重叠。

极为巧合的事情。

迄今为止，我们的讨论都集中在对行业生产函数的OLS估计的解释上。检验技术冲击假说的一种更直接的方式是使用工具变量重新估计生产函数。如果我们的工具变量与行业就业量和产出相关，但与行业技术冲击无关，并且如果技术冲击假说是对的，那么劳动投入的系数β的工具变量估计值就应该比OLS估计值低得多（与劳动贡献率更接近）。

表8—2的第3、4列分别列出了1924年至1939年和1929年至1939年两个样本期中，每个行业的β的工具变量估计值。这里所用的工具变量是实际政府支出、现金/存款比率、破产银行的实际存款的对数差分的当期值和一阶滞后项。[22] 我们对这些变量的选择与经济史学家的主流观点是一致的，即政策失误——包括对金本位制管理不善、未能捍卫银行体系和货币供给、顺周期的财政政策——是引起美国大萧条的主要原因。这些工具变量当然都不是完全外生的，但是它们似乎和行业生产函数受到的冲击之间有非常弱的同期相关性。用伍德里奇（Wooldridge，1989）的方法计算出的稳健标准差也被报告出来，总体上看，它们再一次非常接近传统的标准差。

从表8—2可以看出，β的工具变量估计值与OLS估计值之间的差别相对很小。[23] 我们曾在本文的一个较早版本中指出，当使用涵盖范围更大或更小的工具变量集时，结果也是如此。实际上，比较OLS和工具变量估计值的豪斯曼设定检验（Hausman specification tests）几乎不能拒绝“OLS回归没有被误设”的假设。对于表8—2所给出的工具变量估计值，只有石油精炼行业——它不是8个存在SRIRL的行业之一——才可以在10%的置信水平上拒绝“OLS回归没有被误设”的假设。我们还是没能在两次大战之间的数据中找到支持技

[22] 工具变量的数据来源如下：政府支出的数据来源于费尔斯通（Firestone，1960）。现金/存款比率是根据弗里德曼和舒瓦茨（Friedman and Schwartz，1963）计算而得；破产银行的存款数据来源于联邦储备公告（*the Federal Reserve Bulletin*），并且使用来源于萨尔（Sayre，1984）的消费者价格指数作为缩减因子。

[23] 一些行业中的工具变量估计值确实比OLS估计值大。这与技术冲击假说所隐含的OLS偏倚应该为正相矛盾，这意味着存在一些像经典度量误差这样的因素（感谢杰利·豪斯曼（Jerry Hausman）为我们指出这点）。

术冲击假说的证据。[24]

8.6 回报递增假说和劳动力窖藏假说

除了技术冲击假说外，还有两种解释 SRIRL 的假说：回报递增和劳动力窖藏。我们依靠如下的方法来区别这两种假说：如果回报递增假说是正确的，那么生产函数关系方程（2）就是正确设定的；但是如果劳动力窖藏的观点是正确的，则方程（2）就存在遗漏变量问题（将方程（2）和（3）相比较），因为它忽略了劳动使用率（rate of labor utilization）。这意味着，我们可以通过研究能否在统计意义上把那些“根本上”是外生的（extraneous），但可能与劳动使用率相关的变量从估计的生产函数剔除掉，来检验回报递增和劳动力窖藏假说。

作为这一类型的第一种检验，对每一行业，我们都用产出增长率对劳动投入增长率、常数项、季节虚拟变量以及一组总体经济周期指标（aggregate business cycle indicators）进行回归。如上所述，如果存在真实回报递增现象，则行业劳动投入应该是行业产出的“充分统计量”，而且周期性指标（cyclical indicators）不应该出现在生产函数中。[25] 从另一方面看，如果存在劳动力窖藏现象，而且周期性指标和被遗漏的劳动使用率项充分相关，那么周期性指标应该显著地进入待估计的生产函数。而且，从周期性指标是劳动使用率的良好代理变量（proxies）这一方面来说，当包括周期性指标时，劳动投入的估计系数应该与实际的生产函数系数更加接近（因而也许在数值上更小）。

㉔ 比较 OLS 和工具变量估计量时的一个可能的缺陷，即第一阶段中的过度拟合（overfitting），在这里并不是个问题：对于后者，第一阶段的 R^2 都在中间范围（通常在 0.4 到 0.6 之间），并且当使用更小范围的工具变量集时也没有发现误设问题。而且，在这一操作中，可以通过用劳动投入增长率对工具变量回归来进行豪斯曼检验，然后再把回归中的拟合值和残差值分别放入一个以产出增长率为被解释变量的回归中；豪斯曼检验等价于检验在第二阶段的产出增长回归中，劳动投入增长率的拟合值和残差的系数估计值是否相同。用这种方式进行检验时，我们发现劳动投入增长率的拟合值和残差值的估计系数分别是高度显著的，并且大小非常近似。如果过度拟合是一个问题，这种情况不可能发生。

㉕ 如果假设回报递增对行业是内生的（见下文）。这种观点也会因为总生产率冲击的存在而变得复杂。此时我们坚持假设生产率冲击在两次大战之间不能被忽视。

如果劳动力窖藏相当重要的话，那么周期性指标就会和未观测到的劳动使用率的波动相关，这主要有几方面的原因。例如，假设与源于特殊部门的冲击（idiosyncratic sectoral shocks）行业需求变动相比，源于周期性条件变化的行业需求变动具有不同的持久特性，那么窖藏劳动力的公司对周期性需求冲击和部门性需求冲击的最好反应，就是采用就业量的调整和劳动使用率的调整的不同组合，而且总周期指标也将包括有关行业利用率的信息。另外一种可能性是，一个行业调整劳动力的成本取决于劳动市场的总体状况，一般来说，这将趋向于使周期性指标和行业劳动使用率之间产生一种相关性。㉖

表8—3给出了这种检验的结果。我们使用了两组周期性指标。第1组（与表8—3的第1列对应）包括实际政府支出增长率、现金/存款比率增长率以及破产银行的存款增长率这三个变量的当前值和一阶滞后项；这些变量和表8—2中所使用的工具变量相同。第2组（与表8—3第2列对应）除了包括第1组中的所有变量外，还包括消费者价格指数、联邦储备的工业总产值指数（Federal Reserve aggregate industrial production index）这两个变量的当前值和一期滞后项。表8—3报出的这两列数字就是在包括周期性指标的情况下劳动投入的系数估计量。其中圆括号里是伍德里奇（Wooldridge）标准差。加星号的部分指的是，在这些回归中，在通常的显著性水平上能拒绝“所有的周期性指标都可以从生产函数中排除”的零假设。

分析结果取决于采用哪一组周期性指标。使用指标较少的第1组时，10个行业中只有3个拒绝了“所有周期性指标都可以从生产函数中排除”的零假设（虽然每种情况都是在1%的显著性水平下）。而且，将表8—3第1组的结果和表8—2第1列数据的结果相比较，我们发现，当包括第1组中的指标时，劳动投入系数的估计值并不像——当存在劳动力窖藏和代表劳动使用率的周期性代理变量（cyclical indicators proxy）时——所预期的那样系统地降低。相反，使用指标范围更广的第2组时，10个行业中的6个都不能把周期性

㉖ 我们感谢评审专家提供了第二点。

指标从生产函数中排除出去（在1%的显著性水平下是4个）；正如劳动力窖藏观点所预测的那样，对于任何一个行业来说，劳动投入的系数的估计值都减小了。[27]

表8—3　　包括经济周期指标时的劳动投入的系数估计量

行业	周期性指标	
	第1组	第2组
	(1)	(2)
钢铁	1.56 ** (0.13)	0.54** (0.30)
木材	1.16 (0.06)	1.04 (0.13)
汽车	1.24 (0.20)	1.21 (0.26)
石油	0.26 (0.13)	0.06** (0.07)
纺织	0.95 (0.12)	0.61** (0.16)
皮革	0.58 (0.12)	0.44 (0.15)
橡胶	1.16** (0.06)	1.12** (0.15)
纸浆	1.14 (0.13)	0.78* (0.21)
石材、黏土和玻璃	1.21 (0.06)	0.96 (0.33)
有色金属	1.53** (0.05)	0.52* (0.47)

注：数据为季度数据。圆括号中为标准差。所有的回归包括常数项和三个季度虚拟变量。除了石材、黏土和玻璃业以及有色金属业的样本期为1933年第1季度至1939年第4季度之外，其他所有回归的样本期都为1924年第1季度至1939年第4季度。第1组周期性指标包括实际政府支出、现金/存款比率、破产银行的实际存款这三个变量的对数差分的当期值和一期滞后项。第2组指标里除了包括第1组指标，还包括消费者价格指数、制造业总产出这两个变量的对数差分的当期和一期滞后值。

*表示在5%的显著性水平上拒绝零假设“所有周期性指标都可以从生产函数中排除掉”。

**表示在1%的显著性水平上拒绝零假设“所有周期性指标都可以从生产函数中排除掉”。

---

[27] 只有当行业总产值的同期增长率被加入到生产函数方程中时，它才显著地进入四个行业。

结果似乎温和地支持了劳动力窖藏假说，至少在使用涵盖范围更大的第2组周期性指标时是这样。但是，我们也可以不依赖于劳动力窖藏理论就可以合理地解释表8—3的结果，即行业生产函数中周期性指标的出现是支持外部（对行业来说）回报递增的证据。事实上，这也是卡巴列罗和里昂（Caballero and Lyons，1989）对由战后数据得到的一组类似结果的解释。但是，很难想象外部经济可以大到足以解释我们的结果的程度，所以我们更倾向于用劳动力窖藏假说来解释我们的估计值。

作为分辨规模报酬和劳动力窖藏理论的第二种检验，我们通过用当期劳动投入增长率对产出增长的当期值和滞后项、一个常数项以及季节虚拟变量进行回归，来考察行业劳动投入对行业生产变动的动态反应。如果像我们对劳动力窖藏假说的设定所要求的那样，存在劳动投入调整成本，那么公司对产出需求变动的反应可能是在短期内要求工人提高努力程度，并且只是逐渐地调整劳动投入。[28] 相反，在一个没有调整成本的行业中，当需求变动时，劳动投入就应该迅速调整，因此它应该只取决于当期而不是滞后的产出。这一检验和上一个检验的思想类似，因为我们又是在通过研究一个“外生的”但可能提供有关劳动使用率的信息的变量是否能（在统计意义上）从产出和劳动投入的同期关系中排除掉，来检验劳动力窖藏理论；不过这一次外生变量是产出增长率的滞后项。

表8—4报出了两次大战之间整个样本期内，每个行业的产出增长率的当期值和滞后项的系数估计量，圆括号中是伍德里奇标准差。OLS估计值和工具变量估计值都已列出，其中后一个回归中所使用的工具变量与表8—2中使用的相同。我们将这个回归中产出增长率滞后项的显著的系数估计值解释为劳动投入的调整滞后的证据，因此也是支持劳动力窖藏的证据。在OLS估计值中，8个SRIRL行业中，有5个行业的产出滞后项的系数在经济上和统计上都是显著的；在工具变量估计值中，这5个行业的系数中有1个的统计显著性变得很微

---

[28] 如果需求变化的持久性存在不确定性，或者调整成本为凸（convex）时，那么将会出现渐进调整。

小。因为数据是季度数据，所以这些估计值意味着大部分 SRIRL 行业的就业量调整存在着显著的滞后，这支持了劳动力窖藏假说。另一方面，那些劳动投入对产出变动调整滞后的行业和那些周期性指标进入其生产函数的行业之间的相关性并不是特别好。只有 3 个 SRIRL 行业（钢铁行业，橡胶行业，以及石材、黏土和玻璃行业）在两个检验中都是支持劳动力窖藏的。

表 8—4　　总劳动投入增长率对产出增长率的当期值和滞后项的弹性

行　业	普通最小二乘估计值		工具变量估计值	
	q_t	q_{t-1}	q_t	q_{t-1}
钢铁	0.46	0.20	0.48	0.31
	(0.02)	(0.01)	(0.04)	(0.04)
木材	0.74	0.11	0.85	0.13
	(0.07)	(0.03)	(0.06)	(0.07)
汽车	0.52	−0.04	0.69	0.01
	(0.06)	(0.03)	(0.10)	(0.09)
石油	0.35	0.13	0.79	0.21
	(0.09)	(0.13)	(0.45)	(0.24)
纺织	0.48	0.03	0.60	0.10
	(0.06)	(0.08)	(0.11)	(0.09)
皮革	0.78	0.14	1.21	0.37
	(0.15)	(0.10)	(0.15)	(0.19)
橡胶	0.61	0.20	0.62	0.31
	(0.04)	(0.06)	(0.04)	(0.04)
纸浆	0.66	0.16	0.81	0.18
	(0.06)	(0.05)	(0.08)	(0.08)
石材、黏土和玻璃	0.73	0.18	0.80	0.20
	(0.03)	(0.04)	(0.05)	(0.08)
有色金属	0.63	−0.01	0.66	0.02
	(0.04)	(0.04)	(0.03)	(0.10)

注：数据为季度数据。圆括号中为标准差。所有的回归包括常数项和三个季度虚拟变量。除了石材、黏土和玻璃行业与有色金属行业的样本期间为 1933 年第 1 季度至 1939 年第 4 季度之外，其他所有回归的样本期间都为 1924 年第 1 季度至 1939 年第 4 季度。工具变量回归中使用的工具变量是实际政府支出、现金/存款比率、破产银行的实际存款的对数差分的当期值和一期滞后项。

8.7 结论

本文证明，两次大战之间制造业表现出劳动短期回报递增或称顺周期的劳动生产率，这与观测到的战后的情况在程度上非常类似；的确，SRIRL 的这种分行业（industry-by-industry）模式在两个时期非常相似。我们认为这一发现不支持顺周期生产率的技术冲击解释，因而不支持实际经济周期假说。为了用一种符合技术冲击假说的方式来解释两次大战之间的 SRIRL，必须要么认为工业技术变动引起了大萧条，要么认为 20 世纪 30 年代的实际（非技术）冲击恰好产生了与战后真实的技术冲击所产生的模式非常类似的 SRIRL 的横截面模式。但我们认为这些观点都难以令人信服。与 OLS 估计值类似，行业生产函数的工具变量估计也提供了反对技术冲击假说的其他证据。

从对两次大战之间的 SRIRL 的解释中排除了技术冲击后，那些劳动力窖藏是关键因素的行业和那些回报递增是重要因素的行业之间的区别就不明显了。我们设计了一组简单的统计检验，将回报递增作为原假设，将劳动力窖藏作为备择假设；不幸的是，这些检验有时能拒绝回报递增的零假设，有时又不能拒绝。[29] 这可能是因为两种解释都有合理性，只是其重要性随行业不同而不同。

也可能是因为我们没有考虑所有可能的解释，所以才无法得到决定性的结果。我们没有明确考虑的另一种对 SRIRL 的解释（主要因为它不能很方便地进入我们的柯布—道格拉斯框架中）是管理劳动力假说（overhead labor hypothesis）。这一假说（也可以作为合理地解释劳动力窖藏的另一种方式）假设存在一组固定的工人，他们的存在对于公司生产任何正的产出都是必要的。在一系列取决于管理工人（overhead workers）的数量，以及可变劳动投入的回报递减速率的产出水平上，管理工人的存在都会产生回报递增的幻觉。研究这一解释

[29] 这句的原文是 “these tests do not always reject increasing returns or always fail to reject it.” 直译为 “这些检验不是总能拒绝回报递增的零假设，或者不是总拒绝不了零假设”。为了便于读者理解，这里没有严格按照原文直译——译者注。

是我们今后研究的一个重要方向。[30]

参考文献

Ball, Robert J., and St. Cyr, E. B. A. "Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry." *Rev. Econ. Studies* 33 (July 1966): 179–207.

Becker, Gary S. "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis." *J. P. E.* 70, no. 5, pt. 2 (October 1962): 9–49.

Beney, M. Ada. *Wages, Hours, and Employment in the United States*, 1914—1936. New York: Nat. Indus. Conf. Board, 1936.

Bernanke, Ben S. "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in Propagation of the Great Depression." *A. E. R.* 73 (June 1983): 257–76.

——. "Employment, Hours, and Earnings in the Depression: An Analysis of Eight Manufacturing Industries." *A. E. R.* 76 (March 1986): 82–109.

Bernanke, Ben S., and Powell, James L. "The Cyclical Behavior of Industrial Labor Markets: A Comparison of the Prewar and Postwar Eras." In *The American Business Cycle: Continuity and Change*, edited by Robert J. Gordon. Chicago: Univ. Chicago Press (for NBER), 1986.

Bernstein, Michael A. *The Great Depression: Delayed Recovery and Economic Change in America*, 1929—1939. New York: Cambridge Univ. Press, 1987.

Brechling, Frank P. R. "The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries." *Rev. Econ. Studies* 32 (July 1965): 187–216.

Caballero, Ricardo J., and Lyons, Richard K. "The Role of External Economies in U. S. Manufacturing." Manuscript. New York: Columbia

---

㉚ 如果管理工人主要是非生产工人，那么管理劳动假说就与大萧条时期非生产工人与生产工人之比是上升的这一现象一致（U. S. Bureau of Labor Statistics，1957）。但是，一个关键问题是，生产工人中是否包括管理劳动力的一大部分。如果不是的话，那么这个假说就不能解释本文中的结果，因为我们度量的劳动投入中只包括了生产工人。

Univ. ,1989.

Chirinko, Robert S. "Non-Convexities, Labor Hoarding, Technology Shocks, and Procyclical Productivity: A Structural Econometric Approach." Manuscript. Chicago: Univ. Chicago, 1989.

Creamer, Daniel; Dobrovolsky, Sergei P.; and Borenstein, Israel. *Capital in Manufacturing and Mining: Its Formation and Financing.* Princeton, N. J.: Princeton Univ. Press (for NBER), 1960.

Dewhurst, J. Frederic, et al. *America's Needs and Resources: A New Survey.* New York: Twentieth Century Fund, 1947; 2d ed., 1955.

Eichengreen, Barry J. "The Political Economy of the Smoot-Hawley Tariff." Working Paper no. 2001. Cambridge, Mass.: NBER, August 1986.

Fair, Ray C. *The Short-Run Demand for Workers and Hours.* Amsterdam: North-Holland, 1969.

Fay, Jon A., and Medoff, James L. "Labor and Output over the Business Cycle: Some Direct Evidence." *A. E. R.* 75 (September 1985): 638 – 55.

Firestone, John M. *Federal Receipts and Expenditures during Business Cycles*, 1879—1958. Princeton, N. J.: Princeton Univ. Press (for NBER), 1960.

Friedman, Milton, and Schwartz, Anna J. *A Monetary History of the United States*, 1867—1960. Princeton, N. J.: Princeton Univ. Press (for NBER), 1963.

Hall, Robert E. "Productivity and the Business Cycle." *Carnegie-Rochester Conf. Ser. Public Policy* 27 (Autumn 1987): 421 – 44.

——. "Increasing Returns: Theory and Measurement with Industry Data." Manuscript. Stanford, Calif.: Stanford Univ., 1988 (a).

——. "The Relations between Price and Marginal Cost in U. S. Industry." *J. P. E.* 96 (October 1988): 921 – 47. (b).

Hultgren, Thor. *Changes in Labor Cost during Cycles in Production and Business.* Occasional Paper no. 74. New York: NBER, 1960.

Hunter, Helen Manning. "The Role of Business Liquidity during the Great

Depression and Afterwards: Differences between Large and Small Firms. "*J. Econ. Hist.* 42(December 1982):883 –902.

King, Robert G., and Plosser, Charles I. "Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle. "*A. E. R.* 74(June 1984):363 –80.

Kuh, Edwin. "Cyclical and Secular Labor Productivity in United States Manufacturing. "*Rev. Econ. Statis.* 47(February 1965):1 –12.

Lucas, Robert E., Jr., and Rapping, Leonard A. "Real Wages, Employment, and Inflation. "*J. P. E.* 77(September/October 1969):721 –54.

Lutz, Friedrich A. *Corporate Cash Balances*, 1914—43: *Manufacturing and Trade*. New York: NBER, 1945.

Murphy, Kevin M.; Shleifer, Andrei; and Vishny, Robert W. "Building Blocks of Market Clearing Business Cycle Models. " Working Paper no. 3004. Cambridge, Mass.: NBER, June 1989.

Oi, Walter Y. "Labor as a Quasi-fixed Factor. " *J. P. E.* 70 (December 1962):538 –55.

Parkinson, Martin L. "Cyclical Aspects of Labor Market Behavior in the Macroeconomy. "Ph. D. dissertation, Princeton Univ., 1990.

Prescott, Edward C. "Response to a Skeptic. " *Fed. Reserve Bank Minneapolis Q. Rev.* 10(Fall 1986):28 –33. (a).

——. "Theory ahead of Business Cycle Measurement. "*Fed. Reserve Bank Minneapolis Q. Rev.* 10(Fall 1986):9 –22. (b).

Ramey, Valerie. "Non-convex Costs and the Behavior of Inventories. " Manuscript. La Jolla: Univ. California, San Diego, 1987.

Rosen, Sherwin. "Short-Run Employment Variation on Class-I Railroads in the U. S., 1947—1963. " *Econometrica* 36 (July/October 1968): 511–29.

Rotemberg, Julio J., and Summers, Lawrence H. "Labor Hoarding, Inflexible Prices, and Procyclical Productivity. " Working Paper no. 2591. Cambridge, Mass.: NBER. May 1988.

Sayre, Robert A. *Consumers' Prices*, 1914—1948. New York: Nat. Indus.

Conf. Board, 1948.

Sims, Christopher A. "Output and Labor Input in Manufacturing." *Brookings Papers Econ. Activity*, no. 3 (1974), pp. 695 – 728.

Solow, Robert M. "Distribution in the Long and Short Run." In *The Distribution of National Income: Proceedings of a Conference Held by the International Economic Association*, edited by Jean Marchal and Bernard Ducros. New York: St. Martin's, 1968.

U. S. Bureau of Labor Statistics. "Nonproduction Workers in Factories, 1919 – 56." *Monthly Labor Rev.* 80 (April 1957): 435 – 40.

White, Halbert. *Asymptotic Theory for Econometricians.* Orlando, Fla.: Academic Press, 1984.

Wooldridge, Jeffrey M. "A Computationally Simple Heteroskedasticity and Serial Correlation Robust Standard Error for the Linear Regression Model." Manuscript. Cambridge: Massachusetts Inst. Tech., 1989.

第9章

大萧条中的名义工资黏性与总供给*

和凯文·卡瑞（Kevin Carey）合著

9.1 引言

为什么世界经济会在20世纪30年代崩溃了？60多年来，这个难题一直困扰着经济学家。因此，最近几年，当有关大萧条根源的一个新共识有所发展时，这一进展就很振奋人心。这种新近出现的观点

* 经授权引自《经济学季刊》(*The Quarterly Journal of Economics*)，vol. III，no. 3 (August 1996)，853–83. 版权属于哈佛学院院长与董事会（President and Fellows of Harvard College）和麻省理工学院。

我们感谢伊连·米霍夫（Ilian Mihov）对该研究的帮助，以及奥利维尔·布兰查德（Olivier Blanchard）、博·霍纳（Bo Honore）、吉姆斯·鲍威尔（James Powell）、彼特·泰明（Peter Temin）、马克·沃特森（Mark Watson）和两位匿名审稿人的评论。国家科学基金（National Science Foundation）为该研究提供了支持。

基于许多学者的研究，并由艾钦格林（Eichengreen，1992）给出权威的总结，其与众不同之处在于认为世界大萧条的直接原因（proximate cause）是国际金本位制的结构性缺陷和管理不善。

大萧条的“金本位理论”概述如下。因为各种原因（其中包括美联储希望遏制美国股市的繁荣等），到20世纪20年代末期，一些主要国家的货币政策转向紧缩，而这一紧缩又通过金本位制被传递到世界各地（Hamilton，1987，1988；Temin，1989）。[①] 随着1931年的银行业和货币危机引发了一场国际性的“黄金争夺战”，最初温和的通货紧缩过程开始加剧了。盈余国家对黄金流入的冲销（sterilization）、黄金对外汇储备的替代以及对商业银行的挤兑都引起了货币含金量（gold backing of money）上升，这进而又引起了国内货币供给剧烈地、非意愿地下降（Bernanke，1995）。而与货币紧缩紧密伴随的则是价格、产出和就业的降低。从原则上说，即使在金本位制的约束之下，如果能进行有效的国际合作，也可以使各国货币同步扩张。但是各国在赔款和战争债务上的纷争，美联储的狭隘僵化（insularity）、经验不足以及其他因素葬送了这种可能。结果，一个国家只有单方面放弃金本位制，重新稳定国内货币，才能逃出通货紧缩的漩涡。这一跛足的、缺乏协调的体系一直苟延到1936年法国和其他金本位集团国家最终放弃金本位制为止（Eichengreen and Sachs，1985）。

金本位理论的主要贡献是，它在很大程度上解决了大萧条“总需求之谜”（aggregate demand puzzle）的问题，即为什么那么多国家的名义总需求会在20世纪30年代早期几乎同时急剧下降。我们已经指出，金本位理论给出的答案是货币紧缩（很大程度上是计划外的）抑制了总需求，而货币紧缩又被金本位传递到全世界。然而，金本位理论没有解决相应的“总供给之谜”（aggregate supply puzzle），即为什么观察到的全球范围的名义总需求降低，和实际产出与就业的大幅度持续下降联系在一起，或者用现代宏观经济学的语言来说，就是我

① 就其对货币政策的重视而言，金本位理论不过是弗里德曼与舒瓦茨（Friedmen and Schwartz，1963）的开创性分析的补充。然而，就其关注国际金融和国际政治经济方面而言，这一新的观点又加入了弗里德曼与舒瓦茨没有充分发掘的重要因素。

们该如何解释这一范围广、持续时间很长的货币非中性现象。

金本位制理论的多数支持者或明或暗地把“黏性的”名义工资看作货币紧缩的实际冲击得以持续的一个原因。然而，最近对大萧条的研究大多关注总需求的决定因素，而一般很少研究总供给，或者更具体地说很少分析黏性工资假设。艾钦格林在他1992年的那部著作的导言里间接地提到了这个问题，他说：“无论这种最初的干扰（指通货紧缩的冲击）的破坏性有多大，人们总是会想：市场的自平衡趋势（self-equilibrating tendencies）现在该起作用了吧。工资和其他成本原本应该和价格一起下降，以便遏制失业的增加和销售量的下滑。但是实际上它们下降的幅度并不大。”（pp. 15 – 16）进而，在协调失败的前提下，艾钦格林对“为什么工资和其他成本没能得到调整”这一问题给出了一个虽然简要然而引人入胜的解释。但是在该书的主要部分，他没有把这一解释加以展开，该书剩下的450页里只有数处粗略地提到了工资的调整问题。

在对大萧条的研究中，不加批判地接受黏性工资假设的做法是令人惊讶的。凯恩斯主义经济学家们通常认为的有助于减缓工资调整的那些力量，在20世纪30年代的多数国家都显得相对弱小：当时，工会运动处于低潮；政府在劳动市场上的作用通常比今天更有限；价格降低的幅度太大，并且广为人知，所以货币幻觉难以广泛存在；失业大军的存在必定已经显著降低了工人向资方讨价还价的能力。给定这些条件，认为工资会相当快地调整似乎是合情合理的。但同时必须承认，有某些原因阻碍了各国经济对20世纪30年代的通货紧缩冲击作出调整，并且迄今尚无可以替代凯恩斯主义的解释。[②] 因而，大萧条的总供给之谜在很大程度上悬而未决。

本文的目的是，从国际比较的视角来重新审视关于工资黏性在大

② 在一篇相关的论文中伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）综述了总供给之谜，并研究了通货紧缩通过金融危机引致实际产出下降这一机制。虽然他们找到了金融危机作为传导机制的证据，然而这一机制的最强的影响也只限于1931—1932年间的一部分国家。因而，也许还需要其他一些因素来解释货币紧缩和通货紧缩的所有实际影响。在下文的估计里，我们将尝试控制住银行业危机，并（间接地）控制住债务型通货紧缩（debt-deflation），以及其他一些类似的、通过价格水平起作用的效应。

萧条中作用的经验证据。我们以艾钦格林和萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985，1986）的重要著作为起点。③ 第9.2节的开头重述了艾钦格林和萨克斯为证明工资黏性在大萧条中的作用而给出的证据的一个关键点：使用1935年10个工业化国家的工业产值（industrial production）对实际工资进行的横截面回归。正如下文将进一步谈到的，在假设“1935年各国经济形势的横截面差异主要来自金本位（货币）政策的差异”的情况下，这个简单的回归有一个重要作用，即它可以识别总供给关系的一个组成部分。另一方面，我们也将指出，艾钦格林—萨克斯的回归遭到了一些可能是很重要的批评，其中既有经济学意义上的批评，也有较狭义的计量经济学上的批评。

第9.3节对产出和工资之间的关系进行了新的估计，试图以此解决最初的艾钦格林—萨克斯回归结果存在的问题，并澄清工资黏性在大萧条中的作用。我们使用了一个比他们的数据集更大的数据集，它涵盖了22个国家，跨度是1931—1936年。我们使用总需求移动因子（aggregate demand shifters）作为工具变量来解决残差的联立性偏误（residual simultaneity bias），并作了其他一些计量经济学修正。我们还（通过引入解释变量滞后项）允许模型中存在动态影响，并解释了在当时可能影响了总供给的其他因素，例如银行业恐慌和停工（work stoppages）。工资调整方程（wage adjustment equations）描述了名义工资对价格水平变动和失业率变动的反应速度。通过估计工资调整方程，我们拓展了对工资、价格和产出之间相互关系的分析。最后，我们使用交叉方程约束（cross-equation restrictions）对总供给方程和工资调整方程进行了联合估计。

虽然我们对模型进行了很多修正，但其结论和艾钦格林与萨克斯

③ 虽然我们关注的是艾钦格林—萨克斯的实证证据（它是最著名的），但还有其他一些对这一时期的比较研究。内维尔与赛蒙斯（Newell and Symons，1988）逐个估计了欧洲、英国、斯堪的纳维亚国家以及美国的“劳动需求方程”，在这些方程里，他们用1923—1938年间的就业对实际工资和实际利率回归。我们在本文中提出的那些计量经济学问题，很多也适用于内维尔—赛蒙斯的结果。伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）使用了一个和本文的数据集类似的数据集来研究实际工资和产出之间的关系，但是他们关注的是金融危机在传导通货紧缩冲击中的作用，而不是工资的作用。有众多论文研究了单个国家内的工资黏性（通常是美国）。然而，对单个国家的研究，缺乏对各国金本位政策的横向差异的比较分析所具有的那种识别功效。

的结论是完全一致的。我们的计量经济学证据对“缓慢调整的名义工资助长了货币冲击在大萧条中的传播”这一假设提供了合理的、强有力的支持。这一实证结论提出了一个深刻的问题，即为什么在两次大战之间，工资没有调整得更快呢？第9.4节进行了总结，对大萧条中工资调整缓慢的原因作了一些推测，并对未来的研究提出了建议。

9.2 大萧条中的总供给：艾钦格林—萨克斯的证据

大萧条的金本位理论的很多要点最初是在艾钦格林与萨克斯的两篇重要的论文（1985，1986）里提出来的，以下简称为E—S。[④] 1985年的E—S论文阐述了他们的基本观点，即两次大战之间的金本位制是通货紧缩病毒的主要载体；金本位制的没落或放弃，不但不是阻碍经济复苏或使各国相互敌对的行为（例如“以邻为壑”的政策），而且实际上是走向国民经济和世界经济复苏的具有根本意义的第一步。

E—S（1985）主要采用历史的分析方式，E—S（1986）的理论分析对其则是一个补充。在E—S（1986）里发展了一个简单的两国模型，该模型的主要贡献是扩展了传统的蒙代尔—弗莱明（Mundell-Fleming）框架，以便把金本位下黄金储备和货币供给之间的联系纳入其中。对我们这里的目的而言，该模型的关键部分是两方程的“总供给部分”（aggregate supply bloc）：

$$q_t = -\alpha\ (w_t - p_t) \qquad (1)$$

$$w_t = \bar{w} \qquad (2)$$

其中q是实际产出，w是名义工资率，p是价格水平，下标表示时期。所有的变量都是对数形式，方程（1）中的常数项被省略掉了。该方程表述的是：工业产值反向地依赖于实际工资，而厂商把实际工

④ 这两篇论文又是以华伦与皮尔森（Warren and Pearson，1933）、哈伯勒（Haberler，1976）、乔杜里与科钦（Choudhri and Kochin，1980）以及其他一些论文阐述的主题为基础的。

资看作一个参数。我们把方程（1）称为产出供给方程（output supply equation），以便和总供给方程（aggregate supply equation）相区别——在产出供给方程中，价格水平是出现在等号右边的唯一的同期内生变量。方程（2）是工资调整方程，它描述了名义工资的变化。方程（2）在这里是无关紧要的，因此，为了便于说明，E—S作了一个极端的假设，假设名义工资外生地固定不变。我们将在下文第9.3节放松这一假设。

把（2）式代入（1）式就得到E—S模型的总供给方程：

$$q_t = -\alpha\ (\bar{w} - p_t) \quad (3)$$

和传统的总供给函数一样，总供给方程（3）隐含着，在给定名义工资时，产出和价格水平之间存在正向关系。在设定方程（3）的时候，E—S采用了传统的凯恩斯主义的观点，即价格上升会通过降低厂商面临的实际工资来提高总供给。⑤

在他们1985年的论文的实证部分，E—S集中研究了那些在相对较早阶段就放弃金本位制的国家（尤其是由英国与其贸易伙伴组成的英镑集团（Sterling Bloc），它们在1931年危机之后就放弃了金本位），和那些继续保持金本位制直到该体系在1935年和1936年崩溃的国家（以法国为首的金本位集团）之间的差异。⑥ 结果得到了和他们的观点——金本位制带来的货币紧缩是大萧条的首要来源——相一致的证据：那些较早脱离金本位制的国家比那些继续固守金本位制的国家经济复苏快得多，并且复苏速度的这种差异，和脱离金本位制的国家在较早时期的货币存量和价格水平的再膨胀有关（关于这些观点的详细证据请参见伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）、伯南克（Bernanke，1995）所著著作）。

---

⑤ 目前传统的凯恩斯主义观点失宠了，原因是它预测实际工资具有很强的反周期性（countercyclicality），而实证表明战后美国的实际工资似乎是非周期（acyclical）或顺周期（procyclical）的。实际上，方程（3）隐含着，只有在总需求冲击起支配作用时，实际工资才是反周期的。我们将会看到，在两次大战之间，实际工资的确是反周期的，这和金本位理论的解释一致。如果接受了“从1945年来总需求冲击和总供给冲击都冲击了美国经济”这一观念，那么战后美国的经验和方程（3）是一致的。

⑥ 当然，脱离金本位的决策在一定程度上是由经济条件决定的。然而，政治和哲学上的考虑当时也显得很重要。参见伯南克（Bernanke，1995，pp. 11－12）关于为什么汇率区的内生性不可能削弱E—S的基本观点的讨论。

为了检验他们关于工资在总供给决定中的作用的假说，E—S使用10个工业化国家1935年的数据进行了一个横截面回归，即把工业产值（以指数计量，1929年=100）对常数和实际工资（也以指数计量，1929年=100）回归。假设1935年各国间的差异主要来自货币政策的差异（这会引起总需求曲线移动），在此前提下，该回归应能识别总供给曲线，即上文的方程（3）。他们估计出的方程如下：

$$\text{Ind. Prod.}_{1935} = \underset{(t=7.39)}{175.2} - \underset{(t=3.14)}{0.598}\ (\text{Real wage}_{1935}) \qquad \bar{R}^2 = 0.50$$

也就是说，E—S发现，各国的产出和实际工资之间存在很强的负向关系，这和方程（3）的预期相同。另外，他们根据所用数据得出的一张图形（见他们的图2，p. 938）进一步证实了他们的观点——金本位和高实际工资、被抑制的产出紧密相关。在该图中，落在实际工资高、产出低的那些国家，都是在1931年之后还继续保持金本位的国家（法国、比利时、荷兰和意大利），而那些实际工资低、产出较高的国家都是较早脱离金本位制的英镑集团成员（芬兰、丹麦、瑞典、英国和挪威）。

在图9—1中，我们扩展了E—S的样本，给出了22个工业相对发达的国家从1931年到1936年每年的工业产值和实际工资数据（都以1929年=100来测算）。1931—1936年涵盖了采用和不采用金本位制的国家数目都很显著的所有年份。样本中的国家及其缩写列在表9—1中。所有那些1929—1936年间的年度总名义工资序列被国际劳工组织（International Labor Organization）发布出来，⑦ 并且我们能够找到对应的产出和价格水平数据的国家都被包括在该样本中。工业产值和批发价格指数（用来除工资序列）是从国际联盟（League of Nations）各年的统计年鉴（Statistical Year Book）得到的，唯一的例外是阿根廷的

⑦ 这些数据散见于国际劳工组织历年发行的年鉴。美国是一个例外，美国的工资数据是引自贝尼（Beney，1936）的。工资数据都是工业部门的工资；在一些国家，还包括了与工业有关的部门，例如采矿和运输业的工资。只要有可能，我们就使用所有工人的小时工资序列（hourly wage series）。然而，对日本和挪威这两个国家，我们只有日工资（daily earnings）序列（日本的部分（partial）小时工资序列显示出和日工资序列相似的行为）。为了避免把小时工资（hourly pay）变化和周工作时间（workweeks）变动相混淆——这在大萧条中是经常发生的——我们不使用任何周工资或月工资数据。

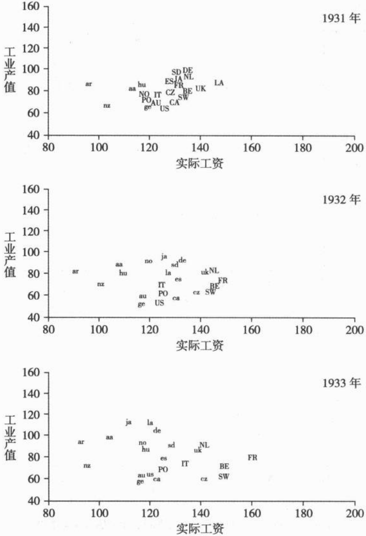
工业产值数据，它是引自索普（Thorp，1984）的。我们之所以和 E—S 一样选择批发价格指数作为名义工资的缩减因子，是数据的可得性使然。在一个给定的年份里，如果一个国家有半年以上的时间在金本位体系内，则在图 9—1 中用大写字母表示；如果一个国家该年在金本位体系之外（off the gold standard），则用小写字母表示。[⑧]

图 9—1 有几个有趣的特征。第一，注意在大多数国家实际工资的反周期性。在萧条最严重的 1931—1934 年，大多数国家的价格水平急剧下降，但并没有伴随着名义工资的同等下降，结果这期间的实际工资比 1929 年的实际工资高 20% ~40%。相反，到 1936 年，随着价格上升和名义工资降低，大多数国家的实际工资已经显著降低到只比 1929 年高 10% 左右。在实际工资降低的同时，全世界产出和就业率从大萧条时代的低谷开始有了相当的增长。产出、工资和价格随时间变化的这种方式和 E—S 对工资与总供给关系的解释是一致的。

图 9—1 中另一个明显特征是产出和实际工资之间不断演化的横截面关系。在这段时期的开始（尤其是 1931 年），几乎看不到这两个变量之间的横截面变异（cross-sectional variation）。从 E—S 假说的角度来看，这种缺乏变异的原因可能是从 1931 年或 1932 年开始，大多数国家要么是处于金本位体系中，要么刚刚脱离这一体系，因而它们的总需求经历了相似的冲击。然而，随着各国金本位政策（进而货币政策）的差异随着时间的增长而扩大，各国总需求的横截面变异也增大了，产出和实际工资之间的负向关系变得愈加清晰。在随后的年份，尤其是 1935 年和 1936 年的散点图表明产出和实际工资之间存在（与 E—S 的发现类似的）向下倾斜的关系，并且，我们在数据集中加入的国家在几乎所有方面都和 E—S 观察到的情况一致——金本位集团国家（例如瑞士和波兰）的实际工资高，产出低；较早地放弃金本位的国家（例如日本、澳大利亚、新

⑧ 遵从伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）的方法，我们给“在金本位体系之外”下了一个宽松的定义，把任何主要的、对金本位制的操作规则的偏离，例如施加外汇管制或贬值，都包括在内。参见伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，Table 2.1，p. 37）给出的各国在金本位制方面的政策变化的日期。

西兰和阿根廷）在20世纪30年代中期则有较低的实际工资和较高的产出。因而，总体上说，图9—1展示的横截面情况似乎也支持了E—S的观点。



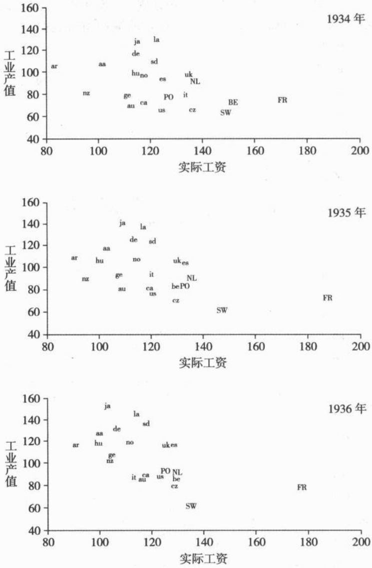


图 9—1　1931—1936 年 22 个国家的工业产值和实际工资

表9—1 本研究中包括的国家

国　家	缩　写
1. 阿根廷	AR
2. 澳大利亚	AA
3. 奥地利	AU
4. 比利时	BE
5. 加拿大	CA
6. 捷克斯洛伐克	CZ
7. 丹麦	DE
8. 爱沙尼亚	ES
9. 法国	FR
10. 德国	GE
11. 匈牙利	HU
12. 意大利	IT
13. 日本	JA
14. 拉脱维亚	LA
15. 荷兰	NL
16. 新西兰	NZ
17. 挪威	NO
18. 波兰	PO
19. 瑞典	SD
20. 瑞士	SW
21. 英国	UK
22. 美国	US

概括地说，E—S 的证据虽然简单，但是具有两个重要的优点。第一，它表明，大萧条期间各国货币政策（和该国在不在金本位体系内有关）的横向差异为识别总供给曲线提供了一个非常好的思路。第二，上文讨论过的基本的 E—S 回归（以及图 9—1 展示的扩展的数据集）看起来至少和大萧条的 E—S 模型里假设的黏性工资的作用是一致的。

然而，人们对 E—S 的分析方法有很多重要的批评。在本节剩下

的部分我们将描述 E—S 的证据的四个一般性不足。在第 9.3 节，我们为两次大战之间的总供给的决定因素提供一个可以弥补这些不足的新的估计。

9.2.1 艾钦格林—萨克斯的证据：一个批评

对 E—S 的实证分析结果的可能的保留意见包括以下几条：

（1）样本容量小。正如上文已经强调的，E—S 回归只使用了 10 个国家 1 年的数据。下文中我们将使用较大的数据集来进行估计。

（2）联立性偏误。上文已经强调了 E—S 的卓越见解，即在假设大萧条期间各国经济形势之间的差异主要来自于总需求的差异的前提下，可以用横截面数据来确定总供给关系。然而，严格地说，他们使用的 OLS 回归还需要假设观察到的横截面变异 100% 地来自总需求因素，0% 来自于总供给的变动。这个假设不仅在经验上难以使人信服，而且与 1931 年和 1932 年的事实（这两年的产出和实际工资之间并不存在一个向下倾斜的关系）也不一致。因而，为了确定总供给关系，并消除回归中残余的联立性偏误，看来值得明确引入总需求移动因子作为工具变量。

（3）设定问题。E—S 使用的简单的设定引起了许多关注。第一，E—S 使用的产出供给方程（方程（1））不承认在给定实际工资的情况下，其他因素影响供给的可能性。我们将在下文的第 9.3 节引入额外的供给移动因子（additional supply shifters）。第二，E—S 使用的产出供给方程没有包含动态因素，尤其是没考虑产出调整中可能存在调整成本。第三，假设名义工资外生地固定不变显然是过于简单了（与事实也不一致）。我们在下文估计的工资调整方程将允许名义工资对价格水平和失业率的变化作出反应。

（4）工资效应和价格效应。E—S 的证据（和图 9—1）清楚地表明，在大萧条时代，尤其是 1933—1936 年间，产出和实际工资之间存在反向的横截面关系。然而，有一个重要的问题是：对于观察到的这种关系，除了用名义工资黏性来解释外，还有其他可能的解释吗？

在我们看来，在对产出—实际工资关系的解释中，那些不使用名

义冲击和非中性的，即纯粹“实际的”解释，很大程度上可以被排除掉。在处于萧条的国家，反向的技术冲击（adverse technology shocks）将会使实际工资降低而不是升高。⑨ 原则上说，严格地由实际因素引起的开支缩减，加上不完全竞争和反周期的价格上涨，可以导致观察到的模式⑩。但是我们不明白，为什么支出的下降会对分散在全世界的这么多完全不同的国家几乎同时产生影响。尤其是，为什么在那些保持金本位制的国家，支出的下降更加持久？类似的，原则上说，负向的劳动供给冲击会导致实际工资上升，产出下降，但是为什么劳动供给冲击只影响了1931年之后的金本位集团国家，而没有影响那些放弃了金本位制的国家呢？这是没有道理的。并且，观察到的产出和实际工资的变化幅度很大，以至于和劳动供给冲击的解释不太一致。⑪

虽然有充分证据证明在大萧条期间存在非垂直的总供给曲线，但还要注意一个重要问题，即E—S所作的产出对实际工资的回归本身，并不能区分两次大战之间的总供给曲线的不垂直性是来自名义工资的不完全调整，还是来自价格和总供给的其他一些联系（例如债务型通货紧缩）。⑫ 用一个思想实验（thought experiment）可以说明这一点：假设①名义工资数据完全由测量误差组成，和其他任何东西都无关。②下降的价格通过某些原因而非（正确测量的）实际工资的上升导致了产出降低。在这些假设下，E—S回归里的实际工资变量就等于价格变量加上噪声，实际工资的系数的估计量将是下降的价格对产出的影响的一个（下偏的）估计。在这个思想试验里，人们会错误地认为通货紧缩和产出是通过实际工资渠道联系在一起的，虽然

⑨ 这两句话的含义是，作者认为用实际经济周期（real business cycle）理论等来解释“产出—实际工资的反向关系”是不恰当的。因为当一个国家处于萧条时，反向的技术冲击将会使实际工资降低，即一方面是产出的降低，另一方面是工资的降低，结果产出和工资之间的关系就不再是反向的了。这显然和观察到的“产出—实际工资的反向关系”不一致，所以作者说要把这类解释排除掉。本段余下的部分就是作者对这些理论给出的解释的质疑——译者注。

⑩ 指前面观察到的工业产值—实际工资的反向关系——译者注。

⑪ 然而，我们不是要否认劳动供给条件（例如工会力量或者失业保险涵盖范围的扩大）在当时可能影响了名义工资的调整速度和就业水平。

⑫ 伯南克和吉姆斯（Bernanke and James，1991）讨论了下降的价格影响产出的几种可能的非工资渠道。

根据假设并不存在实际工资效应。

解决这一识别问题的理想方法是，设定其他渠道把价格和产出联系起来，并把适当的代理变量和实际工资一起纳入回归之中。然而，如果存在缺失数据、测量误差，或者其他渠道本质上存在不确定性，那么在寻找实际工资效应时就可能产生偏误，即使并不存在实际工资效应。为了把两种效应——通过工资对产出起作用的影响和只通过价格对产出起作用的其他影响——区分开来，我们在估计（下节将报告的）产出供给方程时，允许名义工资和价格分别进入模型，然后检验它们系数的估计量是否大小相等，符号相反（如果只有工资效应的话就应该是这样）。

9.3 大萧条时代的总供给关系：新的估计

E—S 证据的上述不足引导我们对两次大战之间的总供给关系作一个更加综合的计量经济分析。我们转而进行以下估计：重新估计产出供给方程，该方程把企业供给的产出和实际工资联系在一起；估计工资调整方程，它描述了名义工资对价格和其他因素的调整；联合估计总供给方程（它把产出和价格水平联系起来）和工资调整方程。在进行每个估计时，我们的主要兴趣在于，通过实证结果来确定名义工资的缓慢调整是否为大萧条中的一个重要因素。

我们所有的估计都使用了上一节描述的那个面板数据集（22 个国家，1931—1936 年；需要使用滞后项时还包括 1929 年和 1930 年的数据）。所估计的每个方程都包含了国别固定效应（country fixed effect）和年度虚拟变量（year dummies），它们反映了面板数据的本质。我们曾首先尝试过一些比较保守的处理时间变异的方法，例如加入趋势项（trend terms），结果在统计上被拒绝了，然后才使用了年度虚拟变量，它是处理时间效应（time effects）最灵活的方法。大量使用年度虚拟变量意味着，虽然样本中每年都有变异，但本质上只有从横截面变异才能得到以下各估计的识别能力（identifying power）。

9.3.1 产出供给方程

为了估计的目的，我们用下面的方程来代替前面 E—S 的产出供给方程，即方程（1）：

$$q_t = -\alpha_W w_t + \alpha_p P_t + \delta q_{t-1} + \chi_t \beta + \varepsilon_t^q \tag{4}$$

方程（4）对 E—S 的产出供给方程进行了一些扩展。第一，我们允许名义工资和价格分别进入方程。然后检验 E—S 的设定隐含的约束，即系数 α_W 和 α_p 相等。正如上一节讨论过的，这个步骤使我们可以把通过名义工资对总供给产生的影响和只通过价格水平对总供给产生的影响区分开。这一方法在黏性工资渠道的证明方面比较困难，因为只有当存在对名义工资的自动冲击，并且工资数据不是非常接近噪声的时候，工资效应才能被单独地识别出来。既然我们在总体上的确已经发现了重要的工资效应，这种保守的分析方法是合适的。

第二，方程（4）在产出供给方程里面引入了产出的滞后项。加入这一项是因为，根据假设存在调整成本（例如雇用员工或重置设备时），使国民产出不能很快调整。如果没有产出的滞后项，那么产出供给方程隐含着不管最初经济萧条有多么严重，实际工资向其正常水平的一次下降都将引起产出在一年之内彻底恢复。由此可知省略滞后项是不合理的。然而，众所周知，如果误差项里有序列相关，那么引入被解释变量的滞后项会导致估计量不一致。为了解决这个问题，我们使用非线性最小二乘法（NLLS），这样既能得到序列相关系数（假设对所有国家都相同）的一致估计，又能得到产出滞后项的系数的一致估计。⑬

第三，方程（4）中新加入的项 $\chi_t\beta$ 项反映了除实际工资（和时间效应及国别固定效应）之外的其他因素移动产出供给方程的可能性。在我们的估计中，方程（4）包括了另外两个解释变量：

（1）伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）根据定性的

⑬ 该技术是把估计的方程写成准差分形式（quasi-differenced form，或译拟差分形式），得到一个设定，其误差项是白噪声，其回归系数是序列相关系数和原始方程的参数的非线性函数。NLLS 方法对其施加非线性约束，并得到所有参数的一致、有效估计。

历史资料构造了一个表示银行业恐慌的虚拟变量，发现它是产出的一个重要解释变量。如果银行业恐慌切断了信贷向企业的正常流动，那么就会使供给方程发生移动。为了刻画出这一影响，我们在下面的一些回归里包括了它们的虚拟变量 PANIC。伯南克与吉姆斯的这一虚拟变量是以他们在论文中给出的银行业危机的编年表为基础的。对于某个国家而言，PANIC 等于一年中银行系统“处于危机中”的月数。危机的期限是从银行业出现严重问题时开始，到某个明确的分界点（例如 1933 年 3 月美国的银行休假）或者一年之后为止。

（2）在一些国家，生产受大规模的罢工或停工（lockout）的影响，因此我们也在产出供给方程里加入每 1 000 个雇员因为产业纠纷（industrial disputes）而丧失的工作日数，或记为 STRIKE（引自国际劳工组织各年的《劳动力统计年鉴》（ILO's *Yearbook of Labor Statistics*））。

虽然加入这些额外的解释变量可以减小忽略变量的问题，但是还可能有其他未测度的因素也会移动供给关系。举例来说，可能有技术变化、产出或劳动力组成的变化、影响劳动供给或劳动规则的政府政策、解释变量的误测等。因为对产出供给的冲击会影响当前的工资和价格，这可能引起联立性偏误，因而需要用工具变量来得到供给关系的一致估计。

前已重申，E—S 对他们自己的回归的解释成立的基本前提是产出供给关系是通过总需求条件的横截面差异确定的，而这一差异又主要来源于汇率和货币政策的差异。我们循着这个逻辑来构造工具变量。第一，把我们的样本分成两组国家，即在 1931 年放弃金本位制的国家和 1931 年以后固守金本位制的国家。⑭ 在我们样本期间的全部或大部分时间内，放弃金本位制的国家对本国的货币政策都有有效的控制，因此对这些国家，我们把 M1 的对数作为一个外生的总需求移动因子来处理。其中 M1 包括流通中的货币加商业银行存款，这两类数据都来自国际联盟各年的年鉴。

---

⑭ 在我们的样本中，1931 年以后坚持金本位制的国家包括比利时、法国、意大利、荷兰、波兰和瑞士。美国在 1931 年以后也保留了金本位制，但是我们把它当作非金本位国家来处理，原因见下一个注释。

相反，那些保持金本位制的国家没有控制自己的货币供给。[15] 正如E—S（1986）中的蒙代尔—弗莱明模型的扩展形式所设定的，在实行金本位制的小国，其国内总需求依赖的是（由外国价格水平和本币的含金量决定的）进口商品的本币价格和（通过利率平价由世界利率决定的）国内利率。相应的，我们使用进口价格指数和中央银行贴现率（引自国际联盟各年年鉴）作为金本位国家（在样本期内它们采用金本位的年份里）的工具变量。[16] 每个金本位国家的进口价格指数被构建为该国从每个贸易伙伴所进口商品的本币价格的加权平均，权重为1929年的进口份额。[17] 对于每个金本位集团国家，从其脱离金本位到1936年的这段时期，我们使用M1而不再是进口价格和贴现率作为工具变量。[18]

对于所有国家，我们把名义工资的滞后项和产出的滞后项看作预先确定的（predetermined），把变量PANIC和STRIKE作为外生变量（更准确地说，是认为它们和产出供给方程里的扰动项不相关）。[19] 我们使用总需求移动因子的当前和一期滞后值（once-lagged value）作

---

⑮ 对于这一论断，美国至少是一个部分的例外。美国经济规模巨大，使通常的“小国”模型对它不适用，此外，美国可以任意支配大量的黄金储备，这可能使它对自己的货币供给具有一定程度的、潜在的控制能力（虽然确切的控制力有多大尚存争议）。因为这些原因，虽然美国直到1933年才放弃金本位制，我们还是决定把它作为一个非金本位制国家来处理，在估计中具有外生的货币供给。我们还尝试了把金本位集团的中坚——法国——看作一个具有外生货币供给的“大”国来处理。得到的结果对于后面这种改变不敏感。

⑯ 然而，有的读者会认为，不完全的资本市场或其他因素可能截断了国内利率和国外利率的联系。对此，我们指出，贴现率是个相对较差的工具变量，是否包括它对结果几乎没什么影响。

⑰ 进口份额数据来自国际联盟（1938）。我们忽略了从样本内的22个国家之外的国家的进口，因为它们在总量中占的比例一般都非常小。在我们的样本国家中，爱沙尼亚、拉脱维亚和新西兰的出口数据无法获得。在构建新西兰的进口份额时，我们使用1932年而非1929年的数据，这是因为1929年的数据包含了银行业交易的金块贸易。一国进口商品的本币价格的计算方法是：出口国的批发物价指数乘以该国的货币价值（定义为该国货币含金量占1929年金平价的百分比）（League of Nations，*Statistical Yearbook*，1940/41）。奥地利的货币价值数据缺失，用德国的货币价值数据代替；对于1934—1936年间的德国数据，我们使用信用受限马克（blocked marks，德语是kreditspermark）的价值计量。（kreditspermark是1934—1936年间德国发行的若干特殊货币中的一种，采用马克的形式，在销售属于外国人的财产时使用。鉴于目前尚无相应的中文翻译，现根据其字面意思译为“信用受限马克”——译者注）

⑱ 如果放弃金本位发生在某一年的年中（middle of a year），我们分别以该国该年在和不在金本位体系内的时间为权重，把两组工具变量进行加权。

⑲ 很明显，认为银行业恐慌和劳动动荡（labor unrest）独立于总供给条件的观点并不完全正确。然而，这两个变量每年的变化都剧烈而不可预测，意味着存在显著的随机因素。也有可能是这两个变量反映出，制度和历史的条件与产出供给方程里的扰动项只有弱相关。例如，伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）指出，银行业恐慌难以通过产出的预先下降得到很好的预测，而是在很大程度上反映了20世纪20年代的银行结构和国家的银行政策等因素。

为工具变量，这可以反映出价格水平的当前值和滞后值都出现在我们的 NLLS 设定里这一事实。

在给出结果之前，还要讨论一个把面板数据和固定效应相联系的技术问题。在推导估计的渐近性质和标准差时，一般假设横截面是"大的"；也就是说，渐进理论适用于横截面维（cross-sectional dimension）。然而，一个分析者可以把时间单位的数目看作是"大的"（趋向无穷），也可以看作是"固定的"。在前一种情况下，在包括变量的水平值、时间虚拟变量和国别虚拟变量时，我们使用非线性工具变量方法得到的是一致估计。然而，在后一种假设下，由于被解释变量的滞后项和误差项之间有相关性，并且这种相关性在 T 固定时不消失，因此我们的方法会得到不一致的估计量。对于后一种情况，推荐对模型作差分，使用差分后的被解释变量滞后项数据（differenced lagged dependent variable）的二阶或更高阶滞后项作为工具变量（关于最近的讨论和应用参见阿里拉诺与邦德（Arellano and Bond，1991））。因为在我们的研究中 T=6（为了使用滞后项，排除了两个观测值），因此假设 T 固定似乎更加恰当。另一方面，在数据为嘈杂数据（noisy data）时，使用二阶滞后和差分数据作为工具变量，得到的结果可能会很不准确，并且使用这一技术要求牺牲掉两年或更多年的数据，最终会把样本期减少为 1933—1936 年。作为折中，我们给出了两种估计的结果：使用水平值、明确估计固定效应的估计（即基于"大 T"假设下的估计）结果，和使用一个以适当的滞后项作为工具变量的差分设定的估计（即相应的"固定 T"假设下的估计）结果。

现在我们转向表 9—2，它给出了产出供给方程的各种形式的估计结果，分别对应三个附加解释变量 PANIC、STRIKE 和产出滞后项的不同组合。表 9—2 的 A 部分列出的是用水平值和国别虚拟变量估计的结果，而 B 部分列出的是差分设定的估计结果。我们给出了每个解释变量的系数的点估计和 t 统计量，对各序列相关系数亦然。表 9—2 的最后一列是零假设——名义工资和价格水平以相等的大小、相反的符号（即 $\alpha_w = \alpha_p$）进入方程——对应的 p-value，若 p-value 过小则拒绝该零假设。

表9—2　　产出供给方程的 NLIV 估计

被解释变量：工业产值（q）

A. 设定：水平值、国别虚拟变量
样本：1931—1936 年

	解释变量						
	(1) w	(2) p	(3) q-1	(4) PANIC	(5) STRIKE	$\hat{\rho}$	$\alpha_w=\alpha_p$?
1.	-1.423	1.581				0.428	0.714
	(2.21)	(3.78)				(2.88)	
2.	-1.163	1.102	0.363			0.181	0.812
	(2.42)	(2.74)	(1.99)			(0.64)	
3.	-0.601	0.679	0.574	-0.011		-0.089	0.608
	(3.31)	(4.34)	(6.91)	(4.56)		(0.63)	
4	-0.531	0.714	0.464	-0.010	-0.75-05[20]	0.163	0.361
.	(2.42)	(3.85)	(3.84)	(4.29)	(3.58)	(0.81)	

B. 设定：差分、对固定T偏误校正
样本：1931—1936 年

	解释变量						
	(1) w	(2) p	(3) q-1	(4) PANIC	(5) STRIKE	$\hat{\rho}$	$\alpha_w=\alpha_p$?
5.	-1.049	0.890				0.059	0.732
	(1.74)	(2.70)				(0.32)	
6.	-1.272	0.835	0.425			-0.161	0.308
	(2.38)	(2.68)	(2.43)			(0.87)	
7.	-0.810	0.509	0.583	-0.011		-0.151	0.366
	(2.28)	(2.11)	(3.84)	(3.53)		(0.98)	
8.	-0.800	0.580	0.544	-0.010	0.41-05	-0.255	0.433
	(2.58)	(2.69)	(4.13)	(3.54)	(0.84)	(2.08)	

注：这些回归合并了横截面数据，并且包括了时间虚拟变量。为了既能得到序列相关系数的一致估计，又能得到被解释变量的滞后项的系数的一致估计，使用了一个非线性（拟差分）的设定。括号内是t统计量的绝对值。数据的说明和工具变量请参见正文。

[20] 这里 -0.75-05 表示 -0.75E-5，即 -0.75×10^{-5}。该表中的 0.41-05 与此类似——译者注。

该结果颇为有趣。第一，它有力地支持把产出的滞后项纳入方程中，这意味着生产中存在调整成本。在存在产出滞后项的情况下，序列相关系数的估计值不显著地异于0，且常为负。

第二，不管从经济上来说还是从统计上来说，辅助变量 PANIC 和 STRIKE 对方程的总体贡献都非常显著。例如，在把所有变量都包括在内时（第4或8行），估计得到银行业恐慌对产出的影响大约是每月1.0个百分点，t统计量大约是4，也就是说，根据伯南克与吉姆斯的假设，持续12个月的中等规模的银行危机引起产出增长损失大概12个百分点（伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）发现过一个大小相似的影响）。STRIKE 的系数在统计上是显著的（t = 3.58），并且在包括所有变量（第4行）的水平值设定下，其大小也是合理的。[21] 然而，STRIKE 的系数却不显著，并且在差分设定（第8行）里面的符号也不对，这可能是因为该设定使用的样本期限太短所致。

最重要的结果和工资与价格变动对产出的影响有关。表9—2表明：在所有设定里，名义工资和价格水平在产出供给方程里都是显著的[22]，并且符号也合乎预期。把被解释变量的滞后项考虑在内，产出对于实际工资的长期弹性的估计值一般大于1。而且，最后一列表明，工资和价格以相等的大小、相反的符号进入方程这一假设远未遭拒绝。这和“价格只通过实际工资渠道影响产出”的观点是一致的（假设通货紧缩通过银行业恐慌对产出的影响已经被控制了）。

因而，我们通过使用一个较大的面板数据集、考虑工资和价格的单独影响、考虑额外的产出供给移动因子和动态效应、使用工具变量来校正联立性偏误，以及使用计量经济学的其他修正方法把 E—S 回归一般化，得到的结果支持了 E—S 对数据的最初解释：即产出和实

---

[21] 为了评估这个系数的大小，回想一下，STRIKE 是以每1 000个雇员损失的工作日数来衡量的。为了说明，假设每年的正常工作日是250天，如果罢工对产出的影响简单地和损失的时间成比例，那么 STRIKE 的系数应该是1/250 000，或者0.4E-5。实际上，这个系数的估计值是0.75E-5（原文如此，根据表9—2的结果，应为-0.75E-5——译者注）。

[22] 在第5行，名义工资只是边际显著地（marginal significance）进入方程（t = 1.74），但这显然不是一个好的设定。

际工资的反向关系在很大程度上反映了，在存在总需求冲击时名义工资不完全调整的影响。

9.3.2 工资调整方程

E—S 在工作中简单地假设名义工资是完全刚性的（literally rigid）。为了使分析更加贴近现实，我们把简单的 E—S 工资调整方程，即方程（2）改为：

$$w_t = \lambda_p p_t + \lambda_W w_{t-1} - \gamma u_t - \theta(\Delta u_t) + \varepsilon_t^w \qquad (5)$$

在方程（5）中，λ_p 度量名义工资对同期的价格变动的反应程度，名义工资的滞后项的系数 λ_w 则度量名义惯性（nominal inertia）。[23] 如果工资遵循通常假设的部分调整机制（partial adjustment mechanism），那么 $\lambda_p + \lambda_W = 1$。我们并不施加这一条件，而是检验它是否成立。部分调整机制通常假设工资向“意愿的”或者均衡的水平调整。在方程（5）中，遵照有关两次大战之间和战后的菲利普斯曲线（Phillips curve）的著作，我们允许意愿的工资水平（desired wage level）既受失业率 u 的影响，也受失业率的变化 Δu 的影响。还用时间虚拟变量和国别固定效应把意愿的工资水平在时间和空间上的变异容纳进来。

估计方程（5）需要的新数据是失业率。在 22 个样本国家里，只能找到 14 个国家每年的工业失业率数据。[24] 剩下 8 个国家的失业数据是用如下方法构造的：首先，对于失业率和工业就业率（industrial employment）序列都可以得到的国家，用失业率的变动对工业就业率的变动进行回归，然后把系数估计量应用于那些没有失业

㉓ 注意我们假设各国的工资调整速度（wage adjustment rate）是一样的（对于可以得到其工会数据的大约 8 个国家）我们的确尝试过允许工资调整速度依赖于该国工会密度，但是发现工资调整速度和工会变量之间没有显著的联系。现在，在假设各国的调整速度相同的情况下，我们必须隐含地认为，在价格给定时，名义工资的横截面差异来源于对工资调整方程的冲击序列存在横截面差异。

㉔ 艾钦格林与哈顿（Eichengreen and Hatton，1988，Table1.1，p.6）给出了 11 个国家的失业数据，而其最初的来源则是伽勒森与泽尔纳（Galenson and Zellner，1957）和勒伯格特（Lebergott，1964）。另外三个国家（捷克斯洛伐克、日本和瑞士）的失业数据可以从国际劳工组织的年鉴（ILO yearbook）得到。用达比（Darby，1976）修正过的美国失业数据来代替勒伯格特的数据对总体结果没有影响。

数据的国家的就业数据。[25] 对失业率数据不是通过插值得到的那14个国家的工资调整方程的估计结果和下面给出的结果类似，限于篇幅，不再给出。

和产出供给方程的估计情况一样，在存在被解释变量的滞后项，并且可能存在序列相关的情况下，我们使用非线性方法来得到一致估计，并且使用工具变量来校正联立性偏误。工具变量包括上文描述过的总需求移动因子、工资滞后项或者工资差分的滞后项，择其恰当者而用之。在包括失业率或者失业率的差分的方程里，还使用失业率的滞后项或者失业率差分的滞后项来充当工具变量。

工资调整方程的估计结果见表9—3。和表9—2一样，A部分列出的是使用变量的水平值、具有明确的固定效应的估计结果；B部分列出的是差分设定的估计结果，其中使用了被解释变量滞后项的差分的二期、三期滞后项充当工具变量（我们没有把包含失业率差分的设定放入B部分，因为那要求我们在估计中对失业率进行二次差分，而这些失业率数据的二次差分似乎不可能包含多少信息）。表9—3的最后一列是零假设——和部分调整模型隐含的一样，价格水平和名义工资的滞后项的系数之和为1——对应的p-value。

从表9—3可以得出两个一般结论。第一，工资调整方程的估计似乎为名义工资黏性提供了更多的证据。我们发现，名义工资既依赖于当前价格，也依赖于名义工资的滞后项，系数都在0到1之间。当前价格水平的系数的估计量一般在0.2~0.4左右，比1低六七个标准差；而在理论上，如果在一年内工资对总需求冲击完全调整的话，那么该系数应为1。名义工资的滞后项的系数估计量是显著的或者近乎显著的。总而言之，结果表明，工资的调整本质上存在黏性。特别是，认为工资能够对总需求冲击（$\lambda_p=1$，$\lambda_W=0$）引起的价格变化迅速作出调整的假设，总是在$p=0.000$的水平上遭到拒绝（表中未

[25] 就业数据来自国际劳工组织的年鉴。因为我们只使用失业率的变动来拟合，故不能确定（其数据是拟合而来的那8个国家的）失业率的均值水平，于是简单地正规化为均值为0。对我们的目的来说，因为被估计的方程都包括了国别固定效应，所以这一正规化是不合理的（inconsequential）。

列出）。另一方面，工资的部分调整模型施加的约束（$\lambda_p + \lambda_W = 1$）一般也被拒绝（虽然不那么严格），见表9—3最后一列。

表9—3　**工资调整方程的NLIV估计**

被解释变量：名义工资（w）

A. 设定：水平值、国别虚拟变量

样本：1931—1936年

	解释变量					
	(1)	(2)	(3)	(4)		
	p	w_{-1}	u	Δu	$\hat{\rho}$	$\lambda_p+\lambda_w=1$?
1.	0.278	0.438			0.252	0.074
	(2.54)	(2.04)			(0.92)	
2.	0.247	0.334	-0.192		0.450	0.040
	(2.13)	(1.57)	(1.00)		(1.67)	
3.	0.159	0.566	-0.162	-0.188	0.217	0.086
	(1.37)	(2.91)	(1.27)	(0.75)	(3.16)	
4.	0.394	0.185		0.288	0.484	0.006
	(2.10)	(0.76)		(0.94)	(2.13)	

B. 设定：差分、对固定T偏误校正

样本：1933—1936年

	解释变量					
	(1)	(2)	(3)	(4)		
	p	w_{-1}	u	Δu	$\hat{\rho}$	$\lambda_p+\lambda_w=1$?
5.	0.329	0.284			-0.042	0.047
	(3.14)	(1.58)			(0.13)	
6.	0.278	0.272	-0.161		-0.171	0.005
	(2.70)	(1.99)	(1.09)		(0.52)	

有关说明见表9—2注释。

第二，其他条件相同时（见表9—3第2、6行），较高的失业率的确意味着较低的名义工资，虽然在这些估计中统计显著性水平比较低（可能是因为工具变量不够好[26]）。有意思的是，从已经得到的其

[26] 特别地，当存在序列相关性，从而失业的滞后项和名义工资的当期扰动相关时，失业的滞后项可能是个差劲的工具变量。此时，失业率的系数的估计量的偏误可能为正，这有助于解释为什么在这些估计中失业率对工资的影响相对较弱。

他结果来看，在这个样本中，失业率的水平值与工资决定之间的关系，似乎比失业率差分与工资决定之间的关系更强。当失业率和失业率的差分项都进入回归方程时（见第 3 行），虽然它们的系数大小差不多，但是失业率的系数比失业率差分的系数更加显著，并且当回归中不包括失业率的水平值时（第 4 行），失业率差分的符号是“错的”。

9.3.3 工资调整方程和总供给方程的联合估计

至此，我们已对总供给部分的两个方程分别作了估计。作为本节的结尾，我们把总供给部分作为一个总体给出估计结果，其中施加了交叉方程约束，并允许同期方程残差（contemporaneous equation residuals）间存在相关性。这一联合估计不仅更加有效，而且还允许直接估计总供给方程，这和上面估计的产出供给方程正好相反。

把工资调整方程（5）代入到产出供给方程（4），就得到总供给方程：

$$q_t = \alpha(1-\lambda_p)p_t - \alpha\lambda_W uw_{t-1} + \alpha\gamma u_t + \delta q_{t-1} + \chi_t\beta + (\varepsilon_t^q - \alpha\varepsilon_t^w) \quad (6)$$

总供给方程把当期产出和当期价格水平、产出供给移动因子（PANIC 和 STRIKE）、产出水平值的滞后项（它反映调整成本）联系起来。此外，名义工资的滞后项和当期失业率还通过影响当期名义工资（这里我们省略了失业率的差分）而影响产出。在方程（6）中，我们施加约束 $\alpha_W = \alpha_p = \alpha$，这一约束是数据所接受的（见表 9—2），但是我们不施加约束 $\lambda_p + \lambda_W = 1$，因为它一般被拒绝（见表 9—3）。

总供给方程（6）和工资调整方程（5）的参数的联合估计结果见表 9—4。该表不仅给出了水平值设定的结果，而且给出了差分设定的结果；并且每个设定又分两种情况：在工资调整方程里包括和不包括失业率。所使用的工具变量，是估计产出供给方程和工资调整方程时分别使用的工具变量的联合。我们没有对两个方程的同期残差之间的相关加以约束。基于表 9—2 和表 9—3 的结果，同时出于简化的目的，我们只对工资调整方程（水平值设定）使用了序列相关修正。对这一设定的序列相关系数的估计，以及其他的方程检验结果见表

9—4 的底部。

表 9—4　　**总供给方程和工资调整方程的联合估计**

参数		参数估计量和 t 统计量			
		水平值设定		差分设定	
		(A)	(B)	(C)	(D)
1.	α	−0.835	−0.611	−0.521	−0.480
		(5.57)	(4.47)	(1.37)	(1.57)
2.	δ	0.492	0.553	0.449	0.409
		(8.03)	(9.12)	(2.49)	(3.01)
3.	β_{CRISIS}	−0.009	−0.011	−0.010	−0.010
		(4.88)	(5.49)	(3.40)	(3.65)
4.	β_{STRIKE}	−0.65 −05	−0.69 −05	−0.59 −06	−0.45 −07
		(3.59)	(3.69)	(0.11)	(0.01)
5.	λ_P	0.207	0.012	0.335	0.238
		(2.26)	(0.09)	(3.30)	(2.21)
6.	λ_W	0.439	0.201	−0.001	0.066
		(2.01)	(2.13)	(0.01)	(0.43)
7.	γ	—	−0.693	—	−0.319
			(3.68)		(1.81)
总供给方程					
	$\bar{R}^2$	0.956	0.947	0.050	0.026
	D. W.	1.94	1.95	2.28	2.19
工资调整方程					
	$\bar{R}^2$	0.911	0.903	0.402	0.448
	D. W.	2.06	2.09	1.87	1.95
	$\hat{\rho}^w$	0.314	0.723	—	—

参见表 9—2。这些结果来自总供给方程和工资调整方程的联合估计，其中允许同期方程残差之间存在相关。参数的定义同正文中的方程（4）～（6）。本表的下半部分报出了单个方程的检验结果。

表 9—4 的结果补充了前面已经给出的结果。在水平值设定中，各估计量的符号正确，大小适当，并且几乎在所有的情况下都是显著的。估计结果允许我们以很高的置信度（p = 0.000）拒绝总供给曲

线垂直（指工资对价格水平变动的调整完全在期内完成，即 $\lambda_p=1$，$\lambda_W=0$）的假设。有趣的是，在这个设定里，在名义工资被压抑的情况下，失业的作用比它在单独估计工资调整方程时的作用更大、更显著。

差分设定（注意它是估计 1933—1936 年）得到的结果在性质上和水平值设定相似（和预料的一样，统计显著性较低），但有两处例外。第一，和前面一样，变量 STRIKE 在差分设定里不显著。更重要的是第二点，即参数 α 和 λ_W 表明名义工资效应较小且统计上较不显著。后一结果似乎是因为工资的对数差分不能由可得的工具变量很好地预测。然而，因为在这些估计中，系数 λ_p 得到了很好的识别，因此仍能在 $p=0.000$ 的水平上拒绝工资对价格变动完全调整的假设。

和表 9—2 和表 9—3 一样，为了节省篇幅，表 9—4 报出的结果忽略了估计的年度效应（year effects）。简单地说，我们发现，不管是从其大小还是从统计显著性来说，时间虚拟变量在工资调整方程里都几乎不起作用。在表 9—3 的工资方程的估计中，曾给出相似的评价。在总供给方程里（以及相似的，在表 9—2 的产出供给方程里），估计的年度效应更加重要。在这些方程里，时间虚拟变量捕捉到 1931—1933 年间平均潜在产出增长相当快，而 1933—1936 年间增长较慢。然而，估计的年度效应几乎没有捕捉到产出的短期变化（当然也没有捕捉到国家间的横向变异），因而对我们的设定的总体解释能力没有特别大的贡献。

9.3.4 最后一个设定问题：加总偏误（aggregation bias）

本文表明，在 1931—1936 年间，当其他所有条件相同时，较高的名义工资和较低的实际产出联系在一起。然而，我们使用的工资数据是加总的指数（aggregate indexes），对于这些指数的构建，我们根本不能知道更多。我们认为，在大多数情况下，这些工资指数是用总薪水除以总工作小时数得到的。如果确实如此，那么就有理由怀疑我们得出的产出和工资之间的负向关系是假的。第一，如果计算工作小时数时的误差和计算产出时的误差是正相关的——看起来可能如此——

那么就会导出计算出的产出（measured output）和计算出的工资（measured wage）之间存在一个虚假的负向关系。第二，因为劳动力的组成随着经济周期的变化而变化，这也可能导致一个虚假的负向关系。例如，当产出下滑时，如果雇主更愿意解雇那些不熟练、低工资的工人的话，那么就会观察到随着产出的降低，总工资上升了。如果低工资行业的就业减少得比高工资行业多，也会引起相似的偏误，虽然从经验上看不太可能。

我们可以使用国际劳工组织各年年鉴中的职业工资数据（occupational wage data）来解决加总问题。ILO 报告了 9 个国家的 7 个行业的一些职业的工资率（wage rates）。它报出的数字显然是工资率，而非平均小时工资（表明它们是工资率的一个迹象是，它们有时连续几年保持不变）。这些数据的另一个良好的特点是，它们涉及的特定行业包括经济的主要部门，不仅包括制造业，还包括建筑、公用事业、运输和政府部门。

对于每个行业，我们选择一个有代表性的并且所有数据都可获得的职业（读者可向我们索取职业列表）。我们首先把所有工资都转换成指数形式（1929 年数据 = 100），然后对每个国家构造一个名义工资指数，它是职业工资的简单平均。因为这些工资指数是基于工资率（而非平均小时工资），并且是用固定权重构造的，所以原则上应该能避免上述的加总问题。[27]

根据偏误假设，在产出最低迷的时期，本研究使用的加总的 ILO 工资指数应该大于相应的固定权重指数。我们发现，在可以进行这种比较的 9 个国家里，似乎只有澳大利亚和爱沙尼亚满足这一点。在大萧条的低谷，加拿大、荷兰和瑞典的加总工资指数实际上低于固定权重指数，而丹麦、英国、意大利的这两个工资指数很接近，法国则在较低的程度上接近。用加总工资指数和固定权重指数之差，对产出和

[27] 然而，使用固定权重工资指数意味着，当工人愿意接受降低工作级别来代替消减工资，从而引起工人素质（worker quality）变化时，工资指数没有得到修正（Solon, Whatley, and Stevens, 1993），并且它也没对官方工资率（official wage rates）和实际支付工资之间的差异进行修正。

国别虚拟变量进行回归，得到产出的系数是0.041，对应的t统计量为1.22。因此这两个指数之差是轻微的顺周期的，而不是为了解释所观察到的产出和实际工资之间的负向关系所要求的反周期，因而构造工资数据时产生的加总偏误对得出我们的结果似乎没有帮助。

9.4 结论

在本文即将结束时，我们把发现的支持大萧条中名义工资黏性的作用的证据再概括一下。

第一，和艾钦格林与萨克斯（Eichengreen and Sachs，1985）一样，我们证实了，在大萧条的大部分时间，产出和实际工资之间存在一个很强的负向关系（从纵向和横向看皆是如此），并且还发现，坚持金本位的国家一般产出低、实际工资高，而脱离了金本位制的国家则是产出高、实际工资低。对这一关系，似乎没有任何纯粹实际的理论（purely real theory）能提供一个合理的解释。从根本上说，那些强调某种货币非中性（即非垂直的总供给曲线）的理论只有两类：一类认为由于存在名义工资黏性，价格水平影响产出供给；另一类认为价格水平因为某些别的原因而影响产出供给。我们发现，一旦我们已经控制了产出的滞后项和银行业恐慌，名义工资变动（shocks to nominal wages）对产出的影响和价格变动（shocks to prices）对产出的影响大致相等，方向相反。如果通过非工资渠道起作用的价格效应是重要的，我们期望能够发现：（给定工资时）价格的变动对产出的影响，大于（给定价格时）名义工资的变动对产出的影响。因为我们发现了大致相等的效应，故我们的证据支持了黏性工资是非中性的主要来源这一观点。

第二，我们已经估计了度量当期名义工资对名义工资滞后项和当期价格的敏感程度的工资调整方程（用总需求移动因子做工具变量）。如果工资是弹性的，则当面临一个（名义的）总需求冲击时，工资将和价格同比例变动，且与工资滞后项无关。我们能够以很高的统计置信水平拒绝如下假设：工资对当期的总需求冲击反应充分，并

且不是部分地决定于工资滞后项。

对工资黏性的研究一般都面临着一个难题，即需要确定所观察到的工资的一个缓慢调整趋势是否具有配置结果（allocational consequences）。例如，在有效的劳动合同中，工资可能只是“分期付款”（installment payments）。值得强调的是，大萧条的金本位理论产生了一个可以帮助我们绕开这一问题的强的识别约束，即各国间的横向变异的主要来源是货币存量的差异，以及由其引起的总需求水平的差异。在其他多数时期或者在对单个国家的研究中，都不存在这一识别约束。在这一约束下，各国之间的高名义工资和低产出的横向相关可以被解释为黏性工资的一个配置效应（allocational effect）。因此一般来说，无论是历史学家，还是宏观经济学家都应该对大萧条时代的结果感兴趣。

我们的发现表明有几个课题值得进一步探讨。其一，我们所使用的数据集的本质——一个所包括的国家多于年数的面板数据集——引导我们关注产出和实际工资之间的横截面关系。但黏性工资假设在时间维（time series dimension）上的表现也需要更多地加以关注，例如使用某些国家可以获得的、频率更高的数据来分析。重新分析行业层面的工资（industry-level wage）和产出数据也是令人感兴趣的，许多国家的这些数据可以得到。

其二，也是更为重要的一点，有的环境（如同导言中讨论过的环境）似乎本不会导致工资黏性，但却出现了工资的缓慢调整，我们需要研究这一现象背后的原因。库珀（Cooper，1990）和艾钦格林（Eichengreen，1992）提出的协调失败（coordination failure）代表了一个令人向往的方向。因为各种集团为了保护自己的收入份额而引起的工资设定和价格设定的政治化，可能是工资黏性的另一来源（伯南克（Bernanke，1995）更加详细地讨论了这一点）。对本样本里的某些国家在两次大战之间的工资设定制度和管理的比较研究也是令人感兴趣的。

第三，未来的研究可以考虑工资黏性和人们提出的总供给之谜的其他解释——如伯南克与吉姆斯（Bernanke and James，1991）提出

的金融危机假说——之间的交互作用（interactions）。例如，金融危机理论的核心认为，“高”名义工资有可能首先是通过提高对企业的财务压力（即现金流），而不是首先通过传统的劳动力成本渠道来抑制产出的（在前一种情况下，工人的平均工资是决定产出和就业的关键变量。在后一种即传统的情况下，关键变量是边际工人的工资）。[28] 原则上说，可以通过比较工资的变化对现金充足的（cash-rich）企业和现金缺乏的（cash-poor）企业的就业的影响，来区分这两种影响渠道。

参考文献

Arellano, Manuel, and Stephen Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, LVIII(1991), 277－97.

Beney, M. Ada, *Wages, Hours, and Employment in the United States*, 1914—1936(New York: National Industrial Conference Board, 1936).

Bernanke, Ben, "The Macroeconomics of the Great Depression: A Comparative Approach," *Journal of Money, Credit and Banking*, XXVII (1995), 1－28.

Bernanke, Ben, and Harold James. "The Gold Standard, Deflation, and Financial Crisis in the Great Depression: An International Comparison," in R. G. Hubard, ed., *Financial Markets and Financial Crisis* (Chicago and London: University of Chicago Press, 1991).

Choudhri, Ehsan, and Levis Kochin, "The Exchange Rate and the International Transmission of Business Cycle Disturbances: Some Evidence from the Great Depression," *Journal of Money, Credit and Banking*, XII(1980), 565－74.

Cooper, Russell, "Predetermined Wages and Prices and the Impact of

[28] 马克·戈特勒（Mark Gertler）和布鲁斯·格林沃德（Bruce Greenwald）分别向我们提出了这一建议。

Expansionary Government Policy," *Review of Economic Studies*, LVII (1990), 205 - 14.

Darby, Michael, "Three and a Half Million Workers Have Been Mislaid: Or an Explanaion of Unemployment, 1934 - 41," *Journal of Political Economy*, LXXXIV (1976), 1 - 16.

Eichengreen, Barry, *Golden Fetters: The Gold Standard and the Great Depression*, 1919—1939 (New York: Oxford University Press, 1992).

Eichengreen, Barry, and T. J. Hatton, "Interwar Unemployment in International Perspective: An Overview," in B. Eichengreen and T. J. Hatton, eds., *Interwar Unemployment in International Perspective* (Dordrecht, Germany, and Boston, MA: Martinus-Nijhoff, 1988).

Eichengreen, Barry, and Jeffrey Sachs, "Exchange Rates and Economic Recovery in the 1930s," *Journal of Economic History*, XLV (1985), 925 - 46.

Eichengreen, Barry, and Jeffrey Sachs, "Competitive Devaluation and the Great Depression: A Theoretical Reassessment," *Economics Letters*, XXII (1986), 67 - 71.

Friedman, Milton, and Anna Schwartz, *A Monetary History of the United States*, 1867—1960 (Princeton NJ: Princeton University Press, for NBER, 1963).

Galenson, W., and A. Zellner, "International Comparison of Unemployment Rates," in *The Measurement and Behavior of Unemployment*, Universities-NBER Conference Series, No. 8 (Princeton, NJ: Princeton University Press for NBER, 1957).

Haberler, Gottfried, "The World Economy, Money, and the Great Depression," Washington, DC: American Enterprise Institute, 1976.

Hall, Robert E., "Employment Fluctuations and Wage Rigidity," *Brookings Papers on Economic Activity* (1980: 1), 91 - 123.

Hamilton, James, "Monetary Factors in the Great Depression," *Journal of Monetary Economics*, XIX (1987), 145 - 69.

——, "The Role of the International Gold Standard in Propagating the Great Depression," *Contemporary Policy Issues*, VI(1988), 67 – 89.

League of Nations, *International Trade Statistics* 1937 (Geneva, Switzerland: 1938).

League of Nations, *Statistical Yearbook*, various issues.

Lebergott, Stanley, *Manpower in Economic Growth* (New York: McGraw-Hill, 1964).

Newell, Andrew, and J. S. V. Symons, "The Macroeconomics of the Interwar Years: International Comparisons," in B. Eichengreen and T. J. Hatton, eds., *Interwar Unempolyment in International Perspective* (Dordrecht, Germany, and Boston, MA: Martinus-Nijhoff, 1988).

Solon, Gary, Warren Whatley, and Ann Huff Stevens, "Real Wage Cyclicality between the World Wars: Evidence from the Ford and Byers Companies," University of Michigan, October 1993.

Temin, Peter, *Lessons from the Great Depression* (Cambridge MA: MIT Press, 1989).

Thorp, Rosemary, ed., *Latin America in the* 1930*s*: *The Role of the Periphery in World Crisis* (New York: St. Martin's Press, 1984).

Warren, George, and F. A. Person, *Gold and Prices* (New York: 1935).